

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra ekonomiky



Diplomová práce

Vývoj cen domovního a bytového fondu v ČR

Bc. Ondřej Kopp

© 2020 ČZU v Praze

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Autor práce: Bc. Ondřej Kopp
Studijní program: Ekonomika a management
Obor: Provoz a ekonomika
Vedoucí práce: Ing. Pavlína Hálová, Ph.D.
Garantující pracoviště: Katedra ekonomiky
Jazyk práce: Čeština

Název práce: **Vývoj cen domovního a bytového fondu v ČR**

Název anglicky: **Development of housing stock in CR**

Cíle práce: Hlavním cílem diplomové práce je určit a kvantifikovat nejdůležitější faktory působící na vývoj cen domovního a bytového fondu a vytvořit predikční model pro prognózování cen nemovitostí do budoucnosti. Dílčím cílem je vytvořit ekonometrický model, který bude zohledňovat nově zavedené intervence České národní banky

Metodika: Teoretická část práce bude vypracována pomocí metody analýzy dokumentů zahrnující studium odborných publikací a vědeckých článků. Z nich bude kompilací vytvořena literární rešerše, která bude ve výsledcích podkladem k diskusi. Ekonometrické modely budou odhadnuty běžnou metodou nejmenších čtverců s využitím programu Gretl.

Doporučený rozsah práce: 50–80 stran

Klíčová slova: cena nemovitostí, prognóza, intervence, ČNB, ekonometrický model

Doporučené zdroje informací:

1. *Aktuality ČSÚ = Current CZSO news: průmysl, energetika, stavebnictví, obchod, cestovní ruch za...: spotřebitelské ceny, výrobní ceny, nezaměstnanost, zahraniční obchod, organizační struktura, pokladni plnění státního rozpočtu za...: konjunkturální průzkumy za.* ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. Praha: ISSN 1214-1461.
2. ČSÚ: Dlouhodobý vývoj bytové výstavby v České republice. ISBN 978-80-250-2461-4
3. DONNER, C. (2006). Housing policies in central eastern Europe. Vienna: Austrian federal ministry of economic affairs
4. HLAVÁČEK, M., KOMÁREK L. (2010): Rovnovážnost cen nemovitostí v České republice. Politická ekonomie, Vysoká škola ekonomická v Praze, s.326-342
5. JUREČKA, V. *Makroekonomie*. Praha: Grada Publishing, 2017. ISBN 978-80-271-0251-8.
6. KOLEKTIV. *Vědecké základy ekonomického prognózování*. Praha: Svoboda, 1974.
7. MÁČE, M. *Makroekonomie v kostce*. Praha: Grada, 2007. ISBN 978-80-247-1841-5.

Předběžný termín obhajoby: 2018/19 LS – PEF

Elektronicky schváleno: 7. 11. 2018
prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.
Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno: 12. 11. 2018
Ing. Martin Pelikán, Ph.D.
Děkan

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci Vývoj cen domovního a bytového fondu v ČR, jsem vypracoval samostatně pod vedením vedoucího diplomové práce a s použitím odborné literatury a dalších informačních zdrojů, které jsou citovány v práci a uvedeny v seznamu použitých zdrojů na konci práce. Jako autor uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušil autorská práva třetích osob.

V Praze dne _____

Poděkování

Tímto bych rád poděkoval paní Ing. Pavlíně Hálové za její odbornou pomoc při vedení mé diplomové práce a Markétě Včelákové za pomoc při stylistické kontrole práce.

Vývoj cen domovního a bytového fondu v ČR

Abstrakt

Pořízení nemovitosti je jedním ze zásadních životních rozhodnutí rodiny či jednotlivce, protože značným způsobem ovlivňuje většinu lidského produktivního života. Nejvíce limitujícím faktorem je bezesporu cena nemovitosti. Cílem práce je určení základních faktorů ovlivňujících ceny nemovitostí v ČR. Dalším cílem je vytvoření predikčního modelu pro předpovídání cen nemovitostí v ČR. K dosažení výsledků jsou na základě literární rešerše vybrány faktory s předpokladem, že mají vliv na ceny nemovitostí a tento předpoklad je ověřen pomocí ekonometrického modelu. Nejdůležitějšími proměnnými jsou podle modelů míra nezaměstnanosti, počty dokončených nemovitostí a průměrné hrubé mzdy. V závěru je stanovena prognóza vývoje indexu cen nemovitostí pro období 2019 – 2021. Prognóza vykazuje do roku 2020 rostoucí charakter a v roce 2021 mírný pokles indexu cen nemovitostí.

Klíčová slova: bydlení, index cen nemovitostí, míra nezaměstnanosti, počty dokončených bytů, mzdy, prognózy indexu cen, ekonometrické modelování,

Development of housing stock in CR

Abstract

To purchase a real estate is one of the most principal life decisions of the family or an individual, because this decision significantly affects majority of human working age. Price of real estate is indisputably the most limiting factor. The aim of this thesis is to determine basic factors, which affects prices of real estates in Czech Republic. Another aim of this thesis is to make a prediction model to predict development of the prices of real estates in Czech Republic. To achieve results, the econometric method of ordinary least squares (OLS) and autoregressive models are used. According to OLS method, most significant variables are unemployment rate, yearly quantity of finished real estates and average gross wages. In the conclusion, there is determined a prognosis of development of index representing real-estate prices for period 2019 – 2021. The prognosis shows a growing trend until 2020 and a slight decline in the real-estate price index in 2021.

Keywords: housing, index of real-estate prices, unemployment rate, yearly quantity of finished real estates, wages, prediction of index of real-estate prices, making econometric models

Obsah

Obsah.....	3
1. Úvod	6
2. Cíl práce a metodika.....	7
2.1. Cíl práce	7
2.2. Metodika práce.....	7
2.2.1. Studium dokumentů	8
2.2.2. Tvorba ekonomického modelu.....	8
2.2.3. Tvorba ekonometrického modelu	8
2.2.4. Sběr, analýza a zpracování vstupních dat	9
2.2.5. Odhad parametrů ekonometrického modelu	13
2.2.6. Verifikace ekonometrického modelu	15
2.2.7. Aplikace ekonometrického modelu	24
3. Teoretická východiska	25
3.1. Domovní a bytový fond v ČR	25
3.1.1. Struktura a vývoj domovního a bytového fondu V ČR	25
3.1.2. Vývoj četnosti domovního a bytového fondu V ČR.....	25
3.2. Vymezení trhu nemovitostí	28
3.3. Základní determinanty poptávky a nabídky trhu nemovitostí v ČR	28
3.3.1. Nezaměstnanost v ČR	28
3.3.2. Mzda v ČR	30
3.3.3. HDP (hrubý domácí produkt) v ČR	32
3.3.4. HND (hrubý národní důchod) v ČR.....	32
3.3.5. Inflace v ČR	34
3.3.6. Provázanost determinantů	36
3.3.7. Poptávka a nabídka po nemovitostech v Praze a Středočeském kraji..	36
3.4. Instituce působící na finanční trh ČR.....	40

4. Praktická část	44
4.1. Proměnné ekonomického modelu a testování stacionarity	44
4.2. Ekonomický model	61
4.2.1. Teoretická východiska	61
4.2.2. Předpoklady ekonomického modelu.....	62
4.2.3. Formulace ekonomického modelu:.....	63
4.3. Odhad ekonometrického modelu	63
4.3.1. Zápis ekonometrického modelu:.....	63
4.3.2. Výstupy odhadu modelu v SW Gretl	64
4.3.3. Výsledek konečného odhadu:	65
4.3.4. Testování multikolinearity	66
4.4. Verifikace konečného odhadnutého modelu.....	67
4.4.1. Ekonomická verifikace modelu	67
4.4.2. Statistická verifikace modelu	67
4.4.3. Ekonometrická verifikace modelu	68
4.5. Strukturální analýza	68
4.6. Ex-post prognózování	69
4.6.1. Ex-post prognóza modelu	69
4.7. Ex-ante prognózování	72
4.7.1. Předpověď ex-ante	72
4.7.2. Testy stacionarity vysvětlujících proměnných výsledného modelu: ...	73
4.7.3. Autoregresní model pro míru nezaměstnanosti	74
4.7.4. Autoregresní model pro hrubé mzdy	75
4.7.5. Autoregresní model pro počty dokončených bytů	77
4.7.6. Ex-ante prognóza	78
5. Diskuze	81
6. Závěr	84

7. Seznam použitých zdrojů	86
Teoretická část.....	86
Metodika práce:	88
Zdroje praktické části:	89
Seznam obrázků	90
Seznam tabulek.....	92

1. Úvod

Pořízení nemovitosti je jedním ze zásadních životních rozhodnutí rodiny či jednotlivce, protože značným způsobem ovlivňuje většinu lidského produktivního života. Nejvíce limitujícím faktorem je bezesporu cena nemovitosti. Ta je ovlivněna především umístěním a velikostí nemovitosti. Značnou roli hrají také ekonomické faktory, jako jsou HDP, inflace, mzdy a zaměstnanost obyvatelstva. Je zřejmé, že v každém územním celku je poptávka a nabídka zcela odlišná, a tudíž bude odlišná i cena nemovitostí.

Bytový a domovní fond v ČR je značně rozmanitý. Největší počet domů registrují ve Středočeském kraji, naopak nejméně jich je v Praze. U bytů jsou největší počty v krajích s nejvyšším počtem obyvatelstva, tudíž nejvíce bytů se eviduje v Praze a Středočeském kraji, následuje Moravskoslezský a Jihomoravský kraj.

Stavební společnosti jsou dnes limitovány v určitých místech nedostatkem stavebních pozemků, příliš zdlouhavým procesem vyřizování stavebního povolení a také nedostatkem pracovních sil. To vše do jisté míry zapříčiňuje, že se v ČR staví poměrně pomalu. Poptávka převyšuje nabídku, a to vede k neustálému růstu cen nemovitostí.

Česká republika se nacházela do roku 2020 v době svého ekonomického růstu, který byl však v roce 2020 přerušen pandemií Covid-19. Minimální mzda se v posledních letech zvyšuje rychlým tempem. Za poslední 4 roky se zvýšila z 9 900 Kč (v roce 2016) na částku 14 600 Kč (v roce 2020). Z těchto důvodů se trh s nemovitostmi v ČR začíná přehřívat. Ceny nemovitostí v posledních letech vzrostly velice rychle, především v Praze a jejím okolí. V současné době se trh s nemovitostmi nachází v bodě, kdy poptávky po nemovitostech převyšují jejich nabídku a ceny nemovitostí neustále rostou. Trh s byty se přehřívá, varuje ČNB (iDnes, 2017). Přehřívání trhu vede státní instituce k zavedení opatření, aby se trh časem nezhroutil, jak tomu bylo při krizi v roce 2008 v USA, která později přerostla v krizi celosvětovou.

Málo kdo má natolik velké finanční rezervy, aby si mohl dovolit financovat nemovitost zcela ze svého vlastního kapitálu, a proto je nucen si vypůjčit cizí kapitál od komerčních bank. Česká národní banka bojuje s přehříváním trhu nově zavedenými regulacemi pro poskytování bankovních hypotečních úvěrů. V roce 2017-2018 ČNB zavedla zvýšení proti cyklické rezervy, zpřísnění podmínek pro poskytování hypotečních úvěrů,

nová doporučení ukazatelů LTV, DTI a DSTI a nadále pracuje na přípravě novely zákona o ČNB

Na základě regulací a doporučení ČNB si komerční banky upravují své podmínky pro udělování hypotečních úvěrů. Podmínky pro získání úvěru jsou čím dál přísnější a je stále obtížnější dosáhnout na hypoteční úvěr. V horizontu několika let by tato nová opatření ČNB měla zapříčinit snížení poptávky a tím zchladit trh s nemovitostmi. Cena nemovitostí by měla postupně klesat.

2. Cíl práce a metodika

2.1. Cíl práce

Cílem práce je určení a kvantifikace vlivů faktorů ovlivňujících ceny nemovitostí v ČR. Dílčím cílem je posouzení vývoje jednotlivých determinant (veličin) v čase. Dalším dílčím cílem je vytvořit prognózu cen nemovitostí v ČR, pokud to bude možné, případné stanovení predikce.

2.2. Metodika práce

Podkladovými daty pro práci jsou časové řady v délce od 1998 do 2018 a jsou čerpány z Českého statistického úřadu ze sekce časových řad a z databáze České národní banky.

Diplomová práce bude ve své analytické části využívat lineární regresní model odhadovaný v softwarovém programu Gretl. Nástrojem ekonometrické analýzy je ekonometrický model, jehož konstrukce je popsána následujícími kroky (Čechura, 2013).

Tvorba ekonometrického modelu:

1. Studium dokumentů
2. Tvorba ekonomického modelu
3. Tvorba ekonometrického modelu
4. Sběr, analýza a zpracování vstupních dat
5. Odhad parametrů ekonometrického modelu
6. Verifikace ekonometrického modelu
 - a. matematická verifikace
 - b. ekonomická verifikace

- c. statistická verifikace
- d. ekonometrická verifikace

7. Aplikace ekonometrického modelu

2.2.1. Studium dokumentů

Tvorbě ekonomického/ekonometrického modelu předchází poznání dané problematiky. Studium dokumentů jsou získávány relevantní informace, teoretická východiska, která je třeba znát před sestavováním modelu. V práci je cílem modelu provést strukturální analýzu cen nemovitostí v ČR v závislosti na vybraných ukazatelích/proměnných. Studium materiálů se zabývá celá teoretická část (Čechura, 2013).

2.2.2. Tvorba ekonomického modelu

Při sestavování teoretického modelu adekvátního ekonomické teorii z předchozího kroku studia materiálů je většinou nutné spokojit se s určitým stupněm aproximace a neočekávat, že model věrně zachytí všechny relevantní teoretické vztahy, často se zde také uplatňuje zkušenost a intuice analytika (Cipra, 2013).

$$y = (x_1, x_2, x_5, x_6 \dots x_n) \quad (1)$$

2.2.3. Tvorba ekonometrického modelu

Oproti ekonomickému modelu obsahuje ekonometrický model náhodnou složku (proměnnou) a určuje modelu funkční formu a následně mu přiřazuje parametry a indexy.

Náhodná složka obsahuje veškeré proměnné nezahrnuté do modelu, chyby ve sběru dat a chyby plynoucí ze zjednodušení vybraného funkčního tvaru modelu. Náhodná složka (proměnná) lze vyčíslit jako reziduum, což vyjadřuje určitou chybu kvantifikovanou jako, rozdíl mezi skutečnou (reálnou) hodnotou endogenní proměnné a její teoretickou hodnotou, která vzniká dosazením predeterminovaných proměnných do deterministické části modelu (Cipra, 2013).

Model obsahuje kromě endogenních/vysvětlovaných proměnných, rovněž predeterminované proměnné, jejichž součástí jsou kromě exogenních proměnných také zpožděné exogenní a endogenní proměnné a případně další umělé proměnné (Cipra, 2013).

$$y_{1t} = \gamma_0 + \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2t} + \dots + \gamma_n x_{nt} + u_{1t} \quad (2)$$

2.2.4. Sběr, analýza a zpracování vstupních dat

Pro odhadnutí ekonometrického modelu je nutné získat kvalitní data. Diplomová práce se zabývá modelováním časových řad.

2.2.4.1. Analýza časových řad

Časovou řadou se rozumí posloupnost věcně a prostorově srovnatelných pozorování, dat, jednoznačně uspořádaných z hlediska času od minulosti do přítomnosti. Časové řady se dělí např. na stochastické/ deterministické, krátkodobé/ dlouhodobé, okamžikové/ intervalové (Hindls, Hronová, Seger a Fischer, 2007).

Stochastické/deterministické časové řady

Rozdílem mezi deterministickými a stochastickými časovými řadami je ten, že deterministické řady neobsahují prvek náhody, tudíž jejich předpovědi budou přesné bez odchýlení od skutečnosti. Naopak stochastické řady budou vždy ovlivněny prvkem náhody, a proto budou prognózy obsahovat odchylku od skutečných hodnot (Hindls, Hronová, Seger a Fischer, 2007).

Krátkodobé/dlouhodobé časové řady

Časové řady lze také dělit dle periodicity údajů, rozlišují se časové řady dlouhodobé (např. roční) a krátkodobé (např. měsíční, týdenní apod.) (Hindls, Hronová, Seger a Fischer, 2007).

Okamžikové/ intervalové časové řady

Okamžiková časová řada se sestavuje z ukazatelů vztahujících se k nějakému okamžiku (nejčastěji k počátku či konci určitého období, dni, poslednímu dni v měsíci aj.) (Hindls, Hronová, Seger a Fischer, 2007).

Intervalová časová řada obsahuje ukazatel, jehož velikost závisí na délce intervalu, po který je sledován. Intervalové ukazatele by se měly vztahovat ke stejně dlouhým intervalům, jinak by šlo o zkreslené srovnání. Pro zajištění srovnatelnosti se často všechna období přepočítávají na jednotkový časový interval, neboli dochází k očištění časových řad od důsledků kalendářních variací (nejčastěji se provádí očištění na kalendářní či obchodní dny) (Hindls, Hronová, Seger a Fischer, 2007).

$$\text{očištění na kalendářní dny: } y_t^{(0)} = y_t \frac{\bar{k}_t}{k_t} \quad (3)$$

Kde: y_t ... původní hodnota

\bar{k}_t ...průměrný počet kalendářních dní v dílčím období

k_t ... počet kalendářních dní v dílčím období

$$\text{Očištění na pracovní dny: } y_t^{(0)} = y_t \frac{\bar{P}_t}{P_t} \quad (4)$$

Kde: y_t ... původní hodnota

\bar{P}_t ...průměrný počet pracovních dní v dílčím období

P_t ... počet pracovních dní v dílčím období

Charakteristiky časových řad

Mezi elementární charakteristiky patří průměry hodnot, difference a tempo růstu. Průměry časových řad patří k jejich nejjednodušším charakteristikám. Při jejich výpočtu je třeba brát v úvahu, jestli je časová řada intervalová či okamžiková (Hindls, Hronová, Seger a Fischer, 2007).

Průměr intervalové časové řady se značí jako \bar{y} a vypočte se jako aritmetický průměr hodnot v jednotlivých intervalech.

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i \quad (5)$$

Průměr okamžikové časové řady je nazýván chronologický a značí se též jako \bar{y} . Pokud jsou v dané časové řadě vzdálenosti mezi jednotlivými okamžiky t_1, t_2, \dots, t_n , v nichž jsou hodnoty této časové řady zadány, stejně dlouhé, nazývá se tento průměr neváženým chronologickým průměrem (Hindls, Hronová, Seger a Fischer, 2007). Vypočítá se jako:

$$\bar{y} = \frac{1}{n-1} \left[\frac{y_1}{2} + \sum_{i=2}^{n-1} y_i + \frac{y_n}{2} \right] \quad (6)$$

Diference časových řad

Diference v časových řadách ukazuje, o kolik se průměrně změní hodnota časové řady za jednotkový časový interval (např. měsíční, týdenní přírůstky). Zachovávají se původní jednotky časové řady. Existují diference různých řádů (Hindls, Hronová, Seger a Fischer, 2007).

Diference 1. řádu (Δ_t^1) se vypočítává jako:

$$\Delta_t^1 = y_t - y_{t-1} \quad t = 2, 3, \dots, n \quad (7)$$

Diference 2. řádu (Δ_t^2) se vypočítává jako:

$$\Delta_t^2 = \Delta_t^1 - \Delta_{t-1}^1 \quad t = 3, 4, \dots, n \quad (8)$$

Tempo růstu časových řad

Tempo vyjadřuje, jakou měrou se mění hodnoty poměřovaných charakteristik, k čemuž jsou použity koeficienty růstu. Ty se vyjadřují nejčastěji v procentech či desetinných číslech – oproti diferencím nepřebírají jednotky veličin (Hindls, Hronová, Seger a Fischer, 2007).

Tempo růstu (k_t) se vypočítává jako:

$$k_t = \frac{y_t}{y_{t-1}} \quad t = 2, 3, \dots, n \quad (9)$$

Z koeficientů růstu lze vypočítat průměrný koeficient růstu, jenž vyjadřuje průměrnou změnu koeficientů růstu za jednotkový časový interval. Vypočte se jako geometrický průměr z jednotlivých temp růstu (Hindls, Hronová, Seger a Fischer, 2007).

Průměrné tempo růstu časových řad (\bar{k}):

$$\bar{k} = \sqrt[n-1]{k_2 k_3 \dots k_n} \quad (10)$$

2.2.4.2. Stacionarita/ nestacionarita časových řad

Stacionární časové řady jsou takové řady, jejichž základní vlastnosti se v čase nemění na rozdíl od nestacionárních časových řad, u nichž se základní vlastnosti v průběhu času

mění. Stacionárnosti časových řad lze obvykle dosáhnout pomocí prvních, případně druhých diferencí. Nerespektování vlastností stacionárních či nestacionárních řad, či jejich kombinované použití může vést ke zdánlivé či nesmyslné regresi. Nesplněním specifikačních předpokladů může dojít ke zdánlivé regresi. Zdánlivá regrese značně zvyšuje hodnotu koeficientu determinace. Stacionarita se obvykle testuje pomocí Dickey-Fuller testu (Cipra, 2013).

Dickey-Fuller test:

V tomto testu je uvažováno se třemi různými variantami testů na jednotkový kořen. Nulová hypotéza (H_0) je pro všechny tři testy: $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$

$$H_1 \text{ pro první test: } y_t = \varphi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{pro } \varphi_1 < 1$$

$$H_1 \text{ pro druhý test: } y_t = \alpha + \varphi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{pro } \varphi_1 < 1$$

$$H_1 \text{ pro třetí test: } y_t = \alpha + \beta t + \varphi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{pro } \varphi_1 < 1$$

Nulovou hypotézu ve všech třech případech lze vyjádřit jako:

$$H_0: \Delta y_t = \Psi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{pro } \Psi = 0$$

$$H_1: \Delta y_t = \alpha + \beta t + \Psi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{pro } \Psi < 0$$

kde:

$$\Psi = \varphi_1 - 1; \alpha = \beta = 0 \quad (11)$$

Testová statistika ve všech třech variantách DF-testu je klasický t-poměr (testuje se významnost regresního parametru Ψ v modelu $H_0: \Delta y_t = \Psi y_{t-1} + \varepsilon_t$).

$$DF = \frac{\hat{\Psi}}{\hat{\sigma}(\hat{\Psi})} \quad (12)$$

kritický obor:

$$DF \leq t_{\alpha}^*(n)$$

Porovnájí se vypočtené hodnoty Ψ a příslušné Dickey-Fullerovy kritické hodnoty, čímž lze určit hladinu významnosti, pro níž platí nulová hypotéza (Cipra, 2013).

Rozšířený DF test:

Pokud je v závislé proměnné Δy_t obsažena autokorelovanost, jež není v modelu zohledněna, pak má DF-test chybu prvního druhu, (tj. pravděpodobnost zamítnutí platné H_0) větší než deklarované alfa. Z tohoto důvodu byl navrhnut rozšířený DF-test.

$$H_0: \Delta y_t = \Psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{pro } \Psi = 0$$

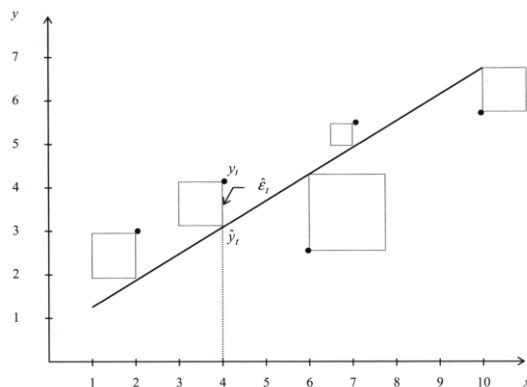
přičemž testová statistika a kritické hodnoty pro jednotlivé varianty testů zůstávají stejné jako před rozšířením (Cipra, 2013).

2.2.5. Odhad parametrů ekonometrického modelu

Pro odhad parametrů ekonometrického modelu existuje mnoho metod. Nicméně v této práci bude použita jedna ze základních metod, což je metoda nejmenších čtverců.

Za pomoci metody nejmenších čtverců se kvantifikují jednotlivé parametry jednorovnicového lineárního modelu. Podstatou metody je odhad parametrů tak, aby bylo splněno kritérium minimálního součtu čtverců odchylek teoretických hodnot a skutečných hodnot vysvětlované proměnné (Hušek, 2009).

Obrázek 1 Metoda nejmenších čtverců



Zdroj: Cipra, 2013

$$\min \sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2 \quad (13)$$

Kde: $\hat{y}_t \dots$ označuje teoretické (vyrovnanou) hodnoty vysvětlované hodnoty

Parametry modelu odhadnuté metodou nejmenších čtverců mohou být nejlepší, nestranné a konzistentní pouze v případě, že splňují předpoklady o náhodné složce a specifikační předpoklady.

Předpoklady modelu:

1. Střední hodnota reziduální složky je nulová pro všechna pozorování

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad (14)$$

2. Reziduální rozptyl je konečný a konstantní pro všechna pozorování

$$var(\varepsilon_t) = \sigma^2 < \infty \quad (15)$$

3. Reziduální složky jsou navzájem nekorelované

$$cov(\varepsilon_s, \varepsilon_t) = 0 \text{ pro } s \neq t \quad (16)$$

4. Regresory jsou ve stejném čase nebo pro stejnou průřezovou jednotku nekorelované s reziduální složkou pro všechna i a t

$$cov(x_{ti}, \varepsilon_t) = 0 \quad (17)$$

5. Nenáhodná matice X má lineárně nezávislé sloupce

$$h(X) = k \quad (18)$$

(Cipra, 2013)

Nejlepší

Odhad se označuje jako nejlepší vůči jinému odhadu téhož parametru, jestliže má menší rozptyl (Cipra, 2013).

Konzistentní

Odhad parametru je konzistentní, jestliže při rostoucím rozsahu výběru T konverguje v pravděpodobnosti ke skutečné hodnotě odhadovaného parametru (Cipra, 2013).

Nestranný

Odhad parametru je nestranný, jestliže jeho střední hodnota je rovna hodnotě odhadovaného parametru (Cipra, 2013).

Lineární ekonometrický model lze zapsat pomocí maticového zápisu.

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & \dots & x_{1p} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & x_{n1} & \dots & x_{np} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \gamma_1 \\ \vdots \\ \gamma_p \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{pmatrix} \quad (19)$$

Parametry tohoto modelu se dají odhadovat pomocí OLS

$$\gamma = (X^T X)^{-1} X^T y \quad (20)$$

γ ... vektor odhadnutých parametrů

X ... matice X obsahuje veškeré predeterminované proměnné spolu s náhodnou proměnnou

y ... vektor endogenních proměnných

2.2.6. Verifikace ekonometrického modelu

2.2.6.1. Matematická verifikace

U matematické verifikace se posuzuje matematická správnost výpočtu parametrů. Průměrné hodnoty endogenní proměnné se musí rovnat průměru teoretických hodnot endogenní proměnné (Cipra, 2013).

2.2.6.2. Ekonomická verifikace

U ekonomické verifikace se posuzuje intenzita a směr jednotlivých parametrů. Směr a intenzita musí být v souladu s ekonomickou teorií (Cipra, 2013).

2.2.6.3. Statistická verifikace

V rámci statistické verifikace se používá koeficient determinace a korigovaný koeficient determinace. Pomocí t-testu se provádí testování významnosti parametrů a za pomoci f-testu testování významnosti koeficientu determinace – tedy statistické významnosti modelu jako celku (Cipra, 2013).

Koeficient determinace

Používá se k posouzení shody modelu s daty. Uvádí, z kolika procent jsou změny vysvětlované proměnné vysvětleny pomocí změn všech vysvětlujících proměnných (Cipra, 2013).

Vypočítává se jako:

$$R^2 = 1 - \frac{Su^2}{Sy^2} \quad (21)$$

$$Su^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}{n} \quad (22)$$

$$Sy^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2}{n} \quad (23)$$

Kde: R^2 ... koeficient determinace

Su^2 ... reziduální rozptyl

Sy^2 ... celkový rozptyl

\hat{y}_t ... označuje teoretické hodnoty endogenních proměnných

\bar{y} ... označuje průměrnou hodnotu endogenní proměnné

Korigovaný koeficient determinace

K posouzení shody modelu s daty se také používá upravený koeficient determinace (korigovaný koeficient determinace), který penalizuje počet regresorů k . Nárůst hodnoty koeficientu determinace po přidání dalšího regresoru je tak zpomalen vyšším počtem regresorů, z toho vyplývá $\bar{R}^2 < R^2$ (Cipra, 2013).

Vypočítává se jako:

$$\bar{R}^2 = 1 - \left[\frac{T-1}{T-k} (1 - R^2) \right] \quad (24)$$

Kde: \bar{R}^2 ... korigovaný koeficient determinace

T ... rozsah časového souboru

k ... počet regresorů/ proměnných

T-test

T-test se využívá ke zkoumání statistické významnosti jednotlivých odhadnutých parametrů. Nejčastěji se v ekonometrické praxi provádí testy významnosti regresních parametrů s $\beta_i^* = 0$. To znamená, zda i -tý regresor x_i ($i=1, \dots, k$) skutečně do modelu patří. Vypočítaná t -hodnota se porovnává s tabulkovou hodnotou a vypočítaná p -hodnota se porovnává s hladinou významnosti alfa. Pokud je p -hodnota menší jak hladina významnosti alfa, tak je parametr statisticky významný (Cipra, 2013).

Hypotézy: $H_0: \beta_i = 0$; $H_1: \beta_i \neq 0$

$$\frac{|b_i|}{s_{bi}} \geq t_{1-\frac{\alpha}{2}}(T - k), i = 1, \dots, k \quad (25)$$

Kde: $\frac{|b_i|}{s_{bi}}$... t -poměr

b_i ... odhad parametrů beta metodou OLS

s_{bi} ... směrodatná odchylka odhadu parametrů β

T ... rozsah časového souboru

k ... počet regresorů/ proměnných

α ... hladina významnosti

F-test

F-test lze využít na testování společné hypotézy, v tomto případě jde o významnost modelu jako celku.

Pokud by model obsahoval nepodstatné (z hlediska vysvětlovací síly) vysvětlující/exogenní proměnné, pak by to vedlo k vyšší variabilitě odhadnutých parametrů. Pokud by do modelu naopak nebyly zahrnuty podstatné proměnné, pak by odhady parametrů byly vychýlené (Cipra, 2013).

F-test/ F-statistika se vypočítává jako:

$$\frac{T-k}{m} \times \frac{RRSS-URSS}{URSS} \sim F(m, T - k) \quad (26)$$

Kde: T ... rozsah časového souboru

k ... počet regresorů/ proměnných

m ... počet rovnic

$RRSS$... omezený reziduální součet čtverců

$URSS$... neomezený reziduální součet čtverců

$F(m, T - k)$... F-rozdělení

hypotézy: $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$

Pokud tuto hypotézu nelze zamítnout, žádný z regresorů není schopen vysvětlit změny vysvětlované proměnné, pak se mluví o testu významnosti modelu jako celku (Cipra, 2013).

2.2.6.4. Ekonometrická verifikace

Ekonometrická verifikace se provádí z důvodu ověření vlastností modelu tj. specifikačních předpokladů a předpokladů o náhodné složce. V případě nesplnění těchto předpokladů může dojít ke zkreslení výsledků. Součástí ekonometrické verifikace je kromě jiného testování testování multikolinearity, autokorelace reziduí (závislost), heteroskedasticity a normality reziduí (Čechura, 2013).

Multikolinearita

Z hlediska statistiky je multikolinearita vysoká korelace vysvětlujících proměnných. Projevuje se vysokým koeficientem párové korelace mezi dvojicí vysvětlujících proměnných nebo vícenásobným koeficientem korelace mezi několika vysvětlujícími proměnnými.

Při zjišťování výskytu multikolinearity lze použít různé nástroje a techniky, např. korelační matici vysvětlujících proměnných (zahrnuje pouze párovou korelaci), vícenásobný koeficient korelace (determinace) nebo míry korelovanosti (Hančlová, 2012).

Korelační matice

Při výpočtu korelační matice regresorů je sledována pouze párová korelace mezi dvojicí regresorů (r_{xi}, r_{xj} , pro $i \neq j$, kde $i, j = 2, 3, \dots, k$). Zpravidla se očekává, že pro všechny prvky korelační matice s výjimkou diagonály platí:

$$|r_{xi}, r_{xj}| < 0,8$$

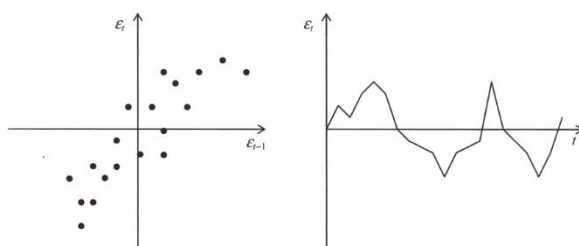
Při zjištění vysokého stupně multikolinearity lze vysokou multikolinearitu odstranit např. rozšířením původního výběrového souboru, odstraněním vysvětlující proměnné, která způsobuje multikolinearitu (za předpokladu, že se dle ekonomické teorie nejedná o podstatnou proměnnou), transformací proměnných aj. (Hančlová, 2012).

Testování autokorelace reziduí

Autokorelace reziduí znamená závislost reziduální složky na svých vlastních zpožděných případně budoucích hodnotách.

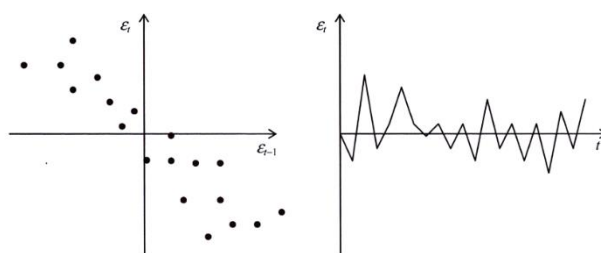
Existuje autokorelace prvního a vyššího řádu. Autokorelace prvního řádu znamená, že hodnoty reziduí v čase t jsou závislé na předcházejících hodnotách neboli v čase $t - 1$. Aby model splňoval všechny předpoklady o náhodné složce, nesmí se autokorelace reziduí vyskytovat (Cipra, 2013).

Obrázek 2 Pozitivní autokorelace reziduí $\rho > 0$



Zdroj: Cipra, 2013

Obrázek 3 Negativní autokorelace reziduí $\rho < 0$



Zdroj: Cipra, 2013

Autokorelace reziduí 1. řádu lze testovat například pomocí Durbin-Watsonova testu za pomoci výpočtu DW statistiky. Autokorelace vyšších řádů je možné testovat za pomoci Breusch-Godfreyova testu (Cipra, 2013).

Durbin-Watsonův test

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_{(t-1)})^2}{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2} \quad (27)$$

Kde: DW... hodnota DW statistiky

$\hat{\varepsilon}_t$... hodnota reziduí v čase t

T... rozsah časového souboru

Hypotézy: : H0: $\rho=0$; H1: $\rho \neq 0$

S využitím jednoduchých algebraických úprav lze odvodit aproximaci, v níž figuruje OLS-odhad parametru ρ v modelu ovšem s odhadnutými rezidui $\hat{\varepsilon}_t$ místo ε_t (Cipra, 2013).

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{\varepsilon}_{(t-1)} \hat{\varepsilon}_t)}{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2} \quad (28)$$

Kde: $\hat{\rho}$... odhadnutý korelační koeficient

$\hat{\varepsilon}_t$... hodnota reziduí v čase t

T... rozsah časového souboru

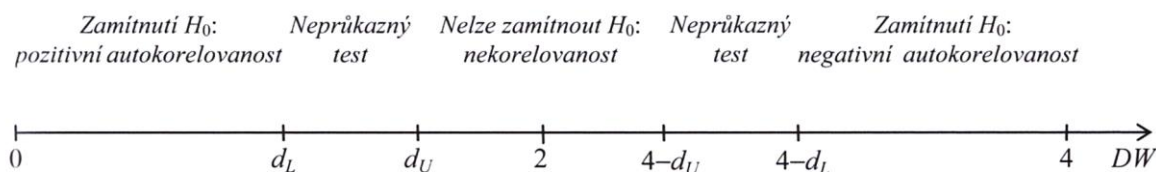
Jeli $\hat{\rho} = 0$, pak jsou sousední rezidua nekorelovaná a DW=2

Jeli $\hat{\rho} = 1$, pak jsou sousední rezidua extrémně pozitivně korelovaná a DW=0

Jeli $\hat{\rho} = -1$, pak jsou sousední rezidua extrémně negativně korelovaná a DW=4

Kritické hodnoty d_l a d_{lu} lze nalézt ve statistických tabulkách (Cipra, 2013).

Obrázek 4 Grafické vyhodnocení Durbin-Watsonova testu



Zdroj: Cipra, 2013

Breusch-Godfreyho test

Využívá se pro testování autokorelace vyššího řádu. Při modelování reziduální složky vychází z autoregresního modelu vyššího řádu.

$$\varepsilon_t = \varphi_1 \varepsilon_{t-1} + \varphi_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \hat{\varphi}_p \varepsilon_{t-p} + u_t \quad (29)$$

Kde: ε_t ... testovaná rezidua

φ ... parametry pomocného modelu

u_t ... rezidua pomocného modelu

stanovené hypotézy: $H_0: \varphi_1 = \varphi_2 = \dots = \varphi_p = 0$; $H_1: \varphi_1 \neq \varphi_2 \neq \dots \neq \varphi_p \neq 0$

Breusch-Godfreyho test v tomto případě odhadne pomocný model

$$\hat{\varepsilon}_t = \gamma_1 + \gamma_2 x_{t2} + \dots + \gamma_k x_{tk} + \varphi_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \varphi_2 \hat{\varepsilon}_{t-2} + \dots + \hat{\varphi}_p \varepsilon_{t-p} + u_t \quad (30)$$

V tomto pomocném modelu bude na koeficient determinace použit chí-kvadrát test. Příslušný kritický obor H_0 na hladině významnosti alfa je vypočten jako:

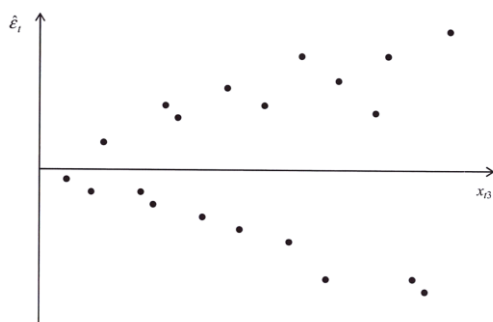
$$(T - p) \times R^2 \geq X_{1-\alpha}^2(p) \quad (31)$$

Obtížným místem tohoto testu bývá volba řádu (p) příslušného autoregresního modelu. Je vhodné správně zvolit odpovídající frekvenci dat, protože reziduální složka modelu je nezřídka korelovaná pouze s reziduální složkou stejného období minulého časového intervalu (roku, měsíce, týdne aj.). Pokud je model statisticky adekvátní, neměla by být nalezena žádná významná autokorelovanost u jakékoliv volby (p) (Cipra, 2013).

Testování heteroskedasticity

O heteroskedasticitě se hovoří v případě porušení předpokladu homoskedasticity. Jestliže reziduální složky nemají konstantní rozptyl, potom se označují jako heteroskedastické (Cipra, 2013).

Obrázek 5 Grafické znázornění heteroskedasticity



Zdroj: Cipra, 2013

heteroskedasticita:

$$\text{var}(\varepsilon_t) = \sigma^2 \Omega = \sigma^2 \text{diag}\{k_1, \dots, k_T\}, \quad \sigma^2 > 0; k_1, \dots, k_T > 0 \quad (32)$$

Kde: σ^2 ... rozptyl reziduální složky

Ω ... rozptylová matice reziduální složky v zobecněném modelu

Reziduální složky ε_t mají nekonstantní rozptyl $\sigma^2 k_t$ s neznámými kladnými hodnotami k_t a jsou vzájemně korelované (Cipra, 2013).

Pokud je v modelu přítomna heteroskedasticita, tak se výsledky prognózy mohou v čase zhoršovat. Aby model splňoval všechny předpoklady o náhodné složce, tak se v modelu nesmí vyskytovat heteroskedasticita (Hušek, 2009).

Heteroskedasticita je testována například pomocí Whiteova testu. Whiteovým testem se provádí test homoskedasticity jako nulové hypotézy, například v modelu:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{t2} + \beta_3 x_{t3} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (33)$$

s pomocí Whiteova testu je vytvořen pomocný model pro OLS-rezidua za předpokladu normálně rozdělené reziduální složky u_t . (Cipra, 2013).

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_1 + \alpha_2 x_{t2} + \alpha_3 x_{t3} + \alpha_4 x_{t2}^2 + \alpha_5 x_{t3}^2 + \alpha_6 x_{t2} x_{t3} + u_t \quad (34)$$

Cílem tohoto postupu je zjistit, jestli se rozptyl původních chyb, reprezentovaný levou stranou rovnice, systematicky mění v závislosti na všech regresorech původního modelu. Pomocný model musí nutně obsahovat konstantu, neboť čtverce OLS reziduí mají kladnou střední hodnotu. V pomocném modelu se provede souhrnný F-test lineárních omezení.

$$H_0: \alpha_2 = 0, \alpha_3 = 0, \alpha_4 = 0, \alpha_5 = 0, \alpha_6 = 0$$

Obecně příslušný kritický obor na hladině významnosti α je podle rovnice (26), neboť v modelu více je k bez omezení roven 6 a počet lineárních omezení m je rovno 5 (Cipra, 2013).

Testování normality reziduí

Normalita reziduí udává, jestli mají hodnoty reziduí statisticky přibližně normální rozdělení. Pro normální rozdělení náhodné veličiny X jsou charakteristické vlastnosti: střední hodnota, rozptyl, šikmost a špičatost. V praxi se využívá, např.: Jarque – Bera test (Cipra, 2013).

testovaná statistika:
$$W = T \left(\frac{\hat{\gamma}_1^2}{6} + \frac{\hat{\gamma}_2^2}{24} \right) \quad (35)$$

Kde: W ... testovaná statistika

T ... počet měření

$\hat{\gamma}_1$... výběrový koeficient šikmosti

$$\hat{\gamma}_1 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{x_t - \bar{x}}{\hat{\sigma}} \right)^3 \quad (36)$$

$\hat{\gamma}_2$... výběrový koeficient špičatosti

$$\hat{\gamma}_2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{x_t - \bar{x}}{\hat{\sigma}} \right)^4 - 3 \quad (37)$$

nulová hypotéza: $H_0: \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$

Pokud platí nulová hypotéza, má testovaná statistika asymptotické rozdělení X^2 (chí kvadrát). Kritický obor na hladině významnosti α je $W \geq X_{1-\alpha}^2$ (Cipra, 2013).

2.2.7. Aplikace ekonometrického modelu

Poslední krok ekonometrického modelu je aplikovatelnost výsledků modelu do praxe.

Ex-post prognózy

Ex-post prognózy slouží k vyhodnocení prognostických vlastností modelu. Provádí se pomocí zkrácené časové řady o několik období. Poté je vytvořen ekonometrický model ze zkrácených podkladových dat a jsou predikovány teoretické (vyrovnané) hodnoty endogenní proměnné pro následující období. Následně se porovnávají prognózované hodnoty zkráceného modelu se skutečnými a pro vyhodnocení prognózy je vypočítána například průměrná procentuální chyba (Cipra, 2013).

Porovnáním prognózovaných hodnot se skutečnými hodnotami se získávají rozdíly, které lze chápat jako chyba prognózy. Uceleně lze chybovost prognózy vyjádřit RMSFE, což je střední kvadratická chyba prognózy.

Pro posouzení kvality modelu se používá RMSFE (neboli root mean square forecast error). RMSFE je používána pro měření rozdílů mezi prognózovanými hodnotami modelu a skutečně zjištěnými hodnotami (Cipra, 2013).

Vypočítává se jako:

$$\text{RMSFE} = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2}{T}} \quad (38)$$

Kde: y_t ... skutečně naměřené hodnoty

\hat{y}_t ... prognózované hodnoty

T ... počet měření

Ex-ante prognózy

Ex-ante prognózy se provádí pro prognostické účely na budoucí období. Nejprve se zjišťují teoretické hodnoty pro každou významnou exogenní proměnnou, zahrnutou v modelu. Prognózy exogenních proměnných se provádí například na základě trendových funkcí, autoregresního modelování (prognózování v závislosti na

zpožděných hodnotách prognózované proměnné) aj. metod. Teoretické hodnoty poté dosadíme do původního modelu a získáváme prognózované hodnoty vysvětlované proměnné (Čechura, 2013).

3. Teoretická východiska

3.1. Domovní a bytový fond v ČR

Domovní a bytový fond v sobě zahrnuje veškeré domy a byty určené primárně k dlouhodobému bydlení, a to bez ohledu na jejich obydlenost. Dále sem patří byty, domy a jiná ubytovací zařízení, která slouží k bydlení. To zahrnuje dětské domovy, koleje, internáty, ústavy sociální péče, penziony pro seniory, domovy důchodců, ubytovny, azylová zařízení a provozní budovy s bytem, například škola s bytem pro školníka (ČSÚ, 2014).

3.1.1. Struktura a vývoj domovního a bytového fondu V ČR

V této kapitole bude probíráno základní rozdělení a vývoj fondu v letech od roku 1991 do roku 2011. Kapitola se bude zabývat členěním podle četností domů a bytů, obydlenosti a rozlohy v m².

3.1.2. Vývoj četnosti domovního a bytového fondu V ČR

Podle tabulky (Obrázek 6) domovní a bytový fond v České republice v roce 2011 zahrnoval přes 2 158 000 domů a více jak 4 756 000 bytů, což je v porovnání s rokem 1991 o necelých 300 000 domů a 679 000 bytů více (ČSÚ, 2014).

Obrázek 6 Vývoj četnosti domovního a bytového fondu v ČR

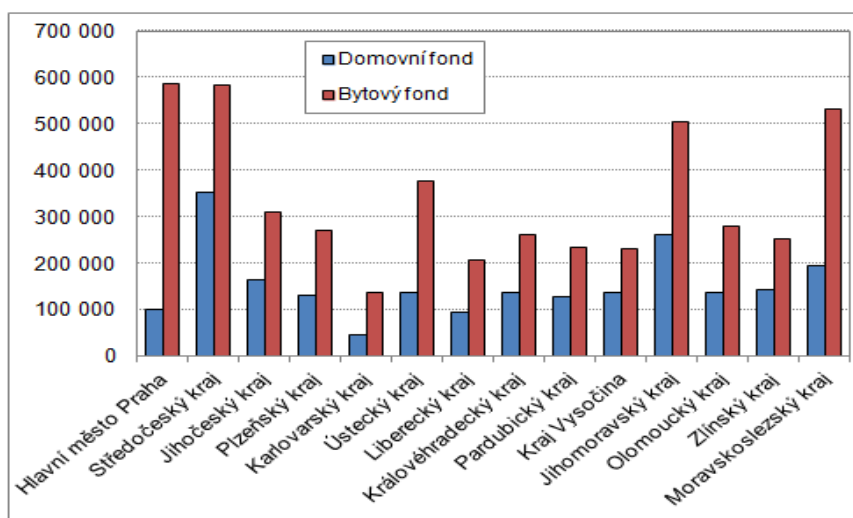
Domy, byty, druh domu	Rok sčítání			Index růstu (v %)		
	1991	2001	2011	<u>2001</u> 1991	<u>2011</u> 2001	<u>2011</u> 1991
Domy celkem	1 868 541	1 969 018	2 158 119	105,4	109,6	115,5
rodinné domy	1 605 227	1 732 077	1 901 126	107,9	109,8	118,4
bytové domy	228 566	196 874	214 760	86,1	109,1	94,0
ostatní budovy	34 748	40 067	42 233	115,3	105,4	121,5
Byty celkem	4 077 193	4 366 293	4 756 572	107,1	108,9	116,7
v rodinných domech	1 795 462	2 005 122	2 256 072	111,7	112,5	125,7
v bytových domech	2 244 947	2 310 641	2 434 619	102,9	105,4	108,4
v ostatních budovách	36 784	50 530	65 881	137,4	130,4	179,1

Zdroj: ČSÚ, 2014

Při srovnávání jednotlivých regionů (Obrázek 6) si lze povšimnout, že nejpočetnější domovní fond se nachází ve Středočeském kraji s více jak 353 000 domy. Na druhé pozici

se nachází Jihomoravský kraj s 260 000 domy. Tyto dva kraje tvoří celou ¼ veškerého domovního fondu v ČR. Ve Středočeském kraji byl zaznamenán v rámci období 1991 až 2011 nejvýraznější absolutní i relativní přírůstek počtu domů v celé ČR. Absolutní přírůstek přes 64 000 domů, což činí nárůst o 22,4 %. Značný přírůstek zaznamenaly i ostatní kraje, a to především Jihočeský o 20,6 %, Karlovarský o 20,5 % a Hl. m. Praha o 20,0 %. Naopak nejnižší relativní přírůstek zaznamenal Zlínský – pouze o 9,5 % – a Královohradecký kraj o 11,5 % (ČSÚ, 2011).

Obrázek 7 Četnost domovního a bytového fondu



Zdroj: ČSÚ, 2011

Obdobný vzestupný trend jako u domovního fondu lze pozorovat i v případě vývoje počtu bytů. Jednoznačně nejvyšší počet bytů se nachází v Praze a Středočeském kraji, následovány Jihomoravským a Moravskoslezským krajem. Rozmístění bytů velmi úzce souvisí s územním rozložením obyvatelstva. Nejrozsáhlejší bytový fond byl v roce 2011 v Hl. m. Praze (12,4 % všech bytů) a ve Středočeském kraji (12,2 %), které jsou ze všech krajů nejvíce zalidněny. Následoval Moravskoslezský kraj a Jihomoravský kraj. Tabulka níže (Tabulka 1) ukazuje počty obyvatel v jednotlivých krajích. Kraje s nejvyšším počtem obyvatel se shodují s kraji s nejvyšším počtem bytů (ČSÚ, 2011).

Tabulka 1 Počty obyvatel v jednotlivých krajích ČR

Region soudržnosti, kraj, okres NUTS 2, NUTS 3, LAU 1	Počet obyvatel Population			Průměrný věk Average age		
	celkem	muži	ženy	celkem	muži	ženy
	Total	Males	Females	Total	Males	Females
Hlavní město Praha	1294513	629550	664963	41,9	40,5	43,3
Středočeský kraj	1352795	668102	684693	41,1	39,9	42,3
Jihočeský kraj	640196	316013	324183	42,5	41,2	43,7
Plzeňský kraj	580816	287844	292972	42,6	41,4	43,8
Karlovarský kraj	295686	146012	149674	42,7	41,3	44,0
Ústecký kraj	821080	407324	413756	41,8	40,5	43,2
Liberecký kraj	441300	217041	224259	41,9	40,5	43,3
Královéhradecký kraj	551089	271430	279659	42,9	41,4	44,4
Pardubický kraj	518337	256604	261733	42,3	40,9	43,7
Kraj Vysočina	508916	252711	256205	42,6	41,2	43,9
Jihomoravský kraj	1183207	580152	603055	42,3	40,7	43,8
Olomoucký kraj	633178	309888	323290	42,6	41,0	44,1
Zlínský kraj	583056	285777	297279	42,9	41,2	44,5
Moravskoslezský kraj	1205886	591343	614543	42,5	40,9	44,0

Zdroj: ČSÚ, 2011

3.2. Vymezení trhu nemovitostí

Nemovitost je druh zboží, které se v mnoha právních a ekonomických ohledech neliší od jiných druhů statků, jako jsou například přírodní komodity, strojírenské stroje, automobily, motocykly, elektronika či dokonce umělecká díla aj.

Zákon nabídky a poptávky se projevuje na trhu s nemovitostmi podobně jako v případě ostatních trhů a reaguje na celkové tržní prostředí. Trh s nemovitostmi je součástí tržního hospodářství a nese v sobě mnoho aspektů z ostatních trhů. Na realizaci se nepodílejí pouze samotné stavební firmy, které přímo zajišťují samotnou výstavbu nemovitosti, ale prostřednictvím dodavatelů materiálů, stavebních dělníků, strojů a ostatních prací zajišťujících, že bude nemovitost dostavěna včas, jsou na realizaci stavby zainteresována všechna odvětví národního hospodářství. Z důvodu provázanosti s ostatními trhy je tak trh s nemovitostmi jedním z nejdůležitějších indikátorů celkové hospodářské situace a na základě pohybu cen nemovitostí je stanovován její hospodářský vývoj. Pokud se ekonomice daří a je ve fázi růstu, lze očekávat nárůst cen nemovitostí. Toto platí i v opačné situaci, kdy se ekonomice nedaří a je v recesi (Císař, 1996).

3.3. Základní determinanty poptávky a nabídky trhu nemovitostí v ČR

Určit poptávku a nabídku po koupi domu a bytu je velice obtížné. Na poptávku a nabídku obecně působí mnoho proměnných jako je vývoj nezaměstnanosti, mzdy, HDP, inflace aj. Změnou těchto determinantů se budou měnit křivky nabídky a poptávky po bytech a domech. Všechny tyto determinanty se navzájem do jisté míry ovlivňují a souvisejí s ekonomickou situací státu (Belke, Ansgar, Keil, 2018).

3.3.1. Nezaměstnanost v ČR

Míra nezaměstnanosti spolu s mírou inflace, HDP a mzdami jsou jedním ze základních indikátorů ekonomické prosperity dané země. Míra nezaměstnanosti je ekonomický ukazatel, který udává, kolik procent obyvatel daného státu nemá práci, ale přesto ji aktivně vyhledává. Za nezaměstnaného lze považovat někoho, kdo nedobrovolně nemá práci, aktivně ji vyhledává a je v takzvané produktivním věku, v rozmezí od 15 do 64 let. Míra nezaměstnanosti se vypočítává jako podíl nezaměstnaných osob k obyvatelstvu v produktivním věku, přičemž počet nezaměstnaných osob se počítá dle evidence úřadu práce (Jurečka, 2017).

Obrázek 8 Míra nezaměstnanosti

$$\text{Míra nezaměstnanosti} = \frac{\text{Počet nezaměstnaných}}{\text{Celkový počet ekonomicky aktivního obyvatelstva}} * 100$$

Zdroj: Klíma, 2000

Tabulka níže (Tabulka 2) ukazuje absolutní i relativní míru nezaměstnanosti po jednotlivých měsících, vždy k prvnímu dni daného měsíce za období od 1. 2. 2017 do 1. 7. 2018. Tabulka také znázorňuje vždy aktuální počet volných pracovních míst k danému měsíci. Zlomový okamžik nastal v dubnu 2018, kdy nabídka po pracovních místech poprvé převýšila celkovou nezaměstnanost. Červeně označené měsíce jsou měsíce, kdy nabídka na trhu výrobních faktorů převyšuje poptávku (Kurzy.cz, 2018).

Lze očekávat, že tento trend bude stále pokračovat, a to minimálně až do okamžiku začínajícího poklesu či stagnace ekonomiky, resp. až do okamžiku započnutí recese. Nyní se ekonomika nachází v situaci stálého růstu.

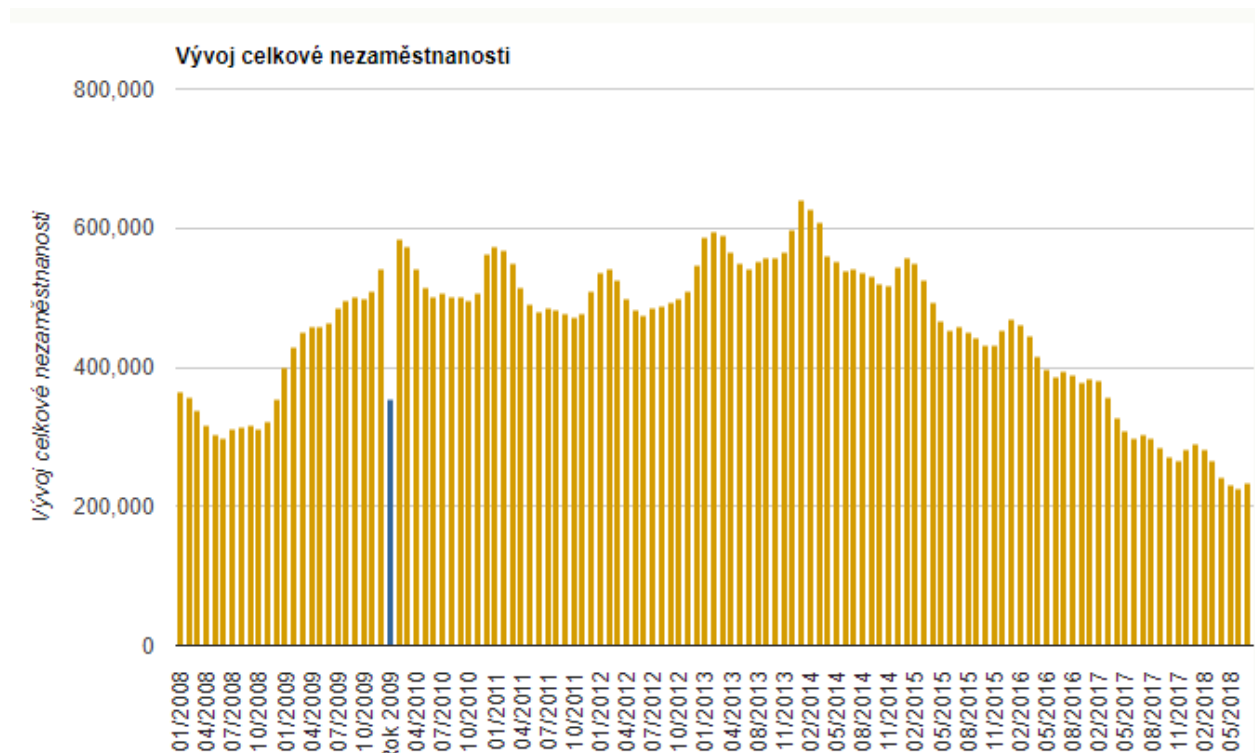
Tabulka 2 Míra nezaměstnanosti v ČR

Období	Celková nezaměstnanost	míra nezaměstnanosti v %	Počet volných pracovních míst
01. 07. 2018	231 565	3.1 %	309 996
01. 06. 2018	223 786	2.9 %	301 516
01. 05. 2018	229 632	3.0 %	283 243
01. 04. 2018	240 000	3.2 %	260 000
01. 03. 2018	264 000	3.5 %	240 000
01. 02. 2018	281 000	3.7 %	239 000
01. 01. 2018	289 228	3.9 %	230 728
01. 12. 2017	280 620	3.8 %	217 000
01. 11. 2017	265 469	3.5 %	214 000
01. 10. 2017	271 000	3.6 %	210 000
01. 09. 2017	284 915	3.8 %	206 081
01. 08. 2017	296 826	4.0 %	-
01. 07. 2017	303 074	4.1 %	188 000
01. 06. 2017	297 400	4.0 %	183 500
01. 05. 2017	309 000	4.1 %	174 000
01. 04. 2017	327 199	4.4 %	159 072
01. 03. 2017	356 100	4.8 %	150 900
01. 02. 2017	380 200	5.1 %	143 098

Zdroj: Kurzy.cz, 2018

Následující graf (Obrázek 9) znázorňuje absolutní nezaměstnanost, takzvaně celkový počet nezaměstnaných obyvatel za daný kvartál v ČR za posledních 10 let, a to přesněji od ledna 2008 do května 2018. Z grafu lze vyčíst, že od roku 2014 si absolutní počet nezaměstnanosti drží stále klesající tendenci s drobnými výkyvy (Kurzy.cz, 2018).

Obrázek 9 Vývoj nezaměstnanosti ČR



Zdroj: Kurzy.cz, 2018

3.3.2. Mzda v ČR

Mzdu lze rozdělit do několika různých od sebe se odlišujících variant. Mezi nejčastější rozdělení mezd patří rozdělení na průměrnou hrubou a čistou mzdu, minimální hrubou mzdu a medián hrubých mezd.

Průměrná hrubá a čistá mzda

Průměrná hrubá měsíční mzda je podíl mzdových prostředků včetně příplatků za přesčas, odměn, náhrad mzdy atd. připadající na jednoho zaměstnance za měsíc.

Průměrná hrubá mzda neukazuje reálnou sumu, kterou zaměstnanci obdrží ve své výplatě. Z hrubé mzdy se nejprve musejí odečíst srážky na sociálním a zdravotním pojištění a musí se ještě očistit o daň z příjmů, v případě podnikatelů a

OSVČ se platí měsíčně pouze zálohy na sociální a zdravotní pojištění a zálohy na dani. Výsledná mzda je pak uváděna jako čistý měsíční příjem. Statistiky uvádějí, že přibližně 2/3 obyvatel mají hrubou mzdu nižší, než je celostátní průměr. Průměrná hrubá mzda v ČR za 2. čtvrtletí roku 2020 je 34 271 Kč (ČSÚ, 2020).

Medián hrubé mzdy

Dalším ukazatelem je medián mzdy, ten rozděluje soubor na dvě stejně velké poloviny bez ohledu na to, jak velké jsou mzdy. Medián má lepší vypovídající hodnotu o ekonomické situaci daného státu. Medián mezd v ČR za 2. čtvrtletí roku 2020 je **29 123 Kč**, což je přibližně o 5 000 Kč méně, než je celostátní průměr (ČSÚ, 2020).

Minimální mzda

Minimální mzda, kterou upravuje zákoník práce (zákon č. 262/2006 Sb.) a nařízení vlády o minimální mzdě (č. 567/2006 Sb.), lze definovat jako absolutně nejnižší cena práce bez ohledu na její složitost, druh, množství a kvalitu, kterou je zaměstnavatel povinen zaměstnanci poskytnout.

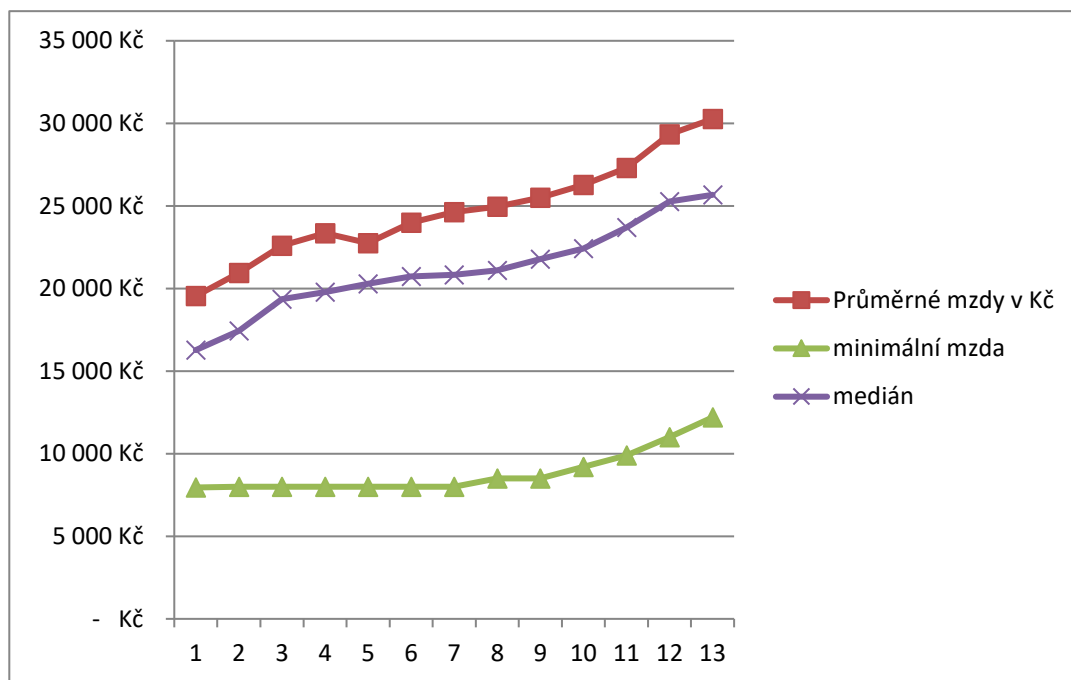
Minimální mzda se vztahuje na všechny pracovníky v pracovně právním vztahu. Minimální mzda byla zavedena hlavně jako sociální nástroj ochrany před nízkou oceněnou prací zaměstnance zaměstnavatelem. Zároveň má motivovat občany k práci. Občanům by se mělo vyplatit chodit do práce místo pobírání podpory v nezaměstnanosti a dalších sociálních podpor. Do minimální mzdy se nezapočítávají přesčasy, práce ve svátek, práce v noci či o víkendech a ve ztíženém pracovním prostředí (Ministerstvo práce a sociálních věcí, 2018).

Původně byla minimální mzda zavedena americkými odbory jako ochrana před nespravedlivou černošskou konkurencí, a dokonce byla považována za nástroj, jak kontrolovat černošskou populaci tím, že jí zbaví příjmů na živobytí. Dalo by se říci, že to byl jeden z nejrasističtějších nástrojů své doby. Dneska je však minimální mzda vnímána zcela odlišně, jako ochrana před již zmíněnou nedostatečně ohodnocenou prací (Parlamentní listy, 2017).

Graf vývoje mezd (Obrázek 10) nám ukazují vývoj průměrné hrubé, minimální mzdy spolu s mediánem mezd. Nejzřetelnější nárůst je patrný u minimální mzdy,

kteřá se až do roku 2015 držela pod hranicí 9 000 Kč hrubého měsíčně. Od té doby je zřatelný nárůst minimální mzdy až do dnešní podoby 14 600 Kč pro rok 2020 (ČSÚ, 2020).

Obrázek 10 Graf vývoje mezd v ČR



Zdroj: ČSÚ, 2018

3.3.3. HDP (hrubý domácí produkt) v ČR

Hrubý domácí produkt neboli zkráceně HDP ukazuje výkonnost ekonomiky daného státu. Hrubý domácí produkt označuje tržní hodnotu všech finálních statků a služeb vyrobených na území dané země za určité časové období. Do HDP se nezapočítává tzv. stínová ekonomika neboli nevidované statky a služby. Jako ukazatel prosperity země se uvádí také přepočet HDP na jednoho obyvatele. Česká republika má HDP v přepočtu na jednoho obyvatele 24 500 amerických dolarů, což jí řadí na 53. místo v rámci celého světa (Jurečka, 2017).

3.3.4. HND (hrubý národní důchod) v ČR

Hrubý národní důchod je definován jako celkový objem peněžní produkce vyrobené za určité období (rok) výrobními faktory ve vlastnictví občanů dané země. Na rozdíl od HDP nezahrnuje domácí produkci z výrobních faktorů vlastněných cizinci a naopak započítává

zahraniční produkci z výrobních faktorů vlastněných rezidenty – občany dané země (Jurečka, 2017).

Hrubý národní produkt označuje tržní hodnotu všech finálních statků a služeb vyrobených občany dané země za určité časové období bez ohledu na jejich aktuální pobyt. Do HND se započítávají statky a služby vyrobené pouze občany České republiky. HND (hrubý národní důchod) = HDP (hrubý domácí produkt) – (důchody zahraničních subjektů) + (důchody rezidentů v zahraničí). Hrubý domácí produkt i hrubý národní důchod lze vyčíslit v běžných, nominálních i stálých, reálných cenách (Jurečka, 2017).

Nominální produkt (běžné ceny)

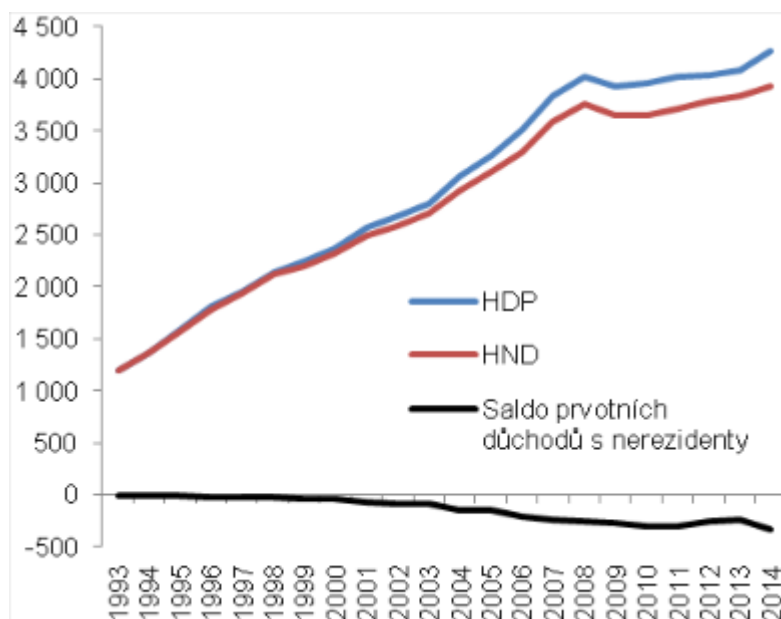
Růst nominálního produktu může být způsoben růstem cen i růstem prodávaného množství statků a služeb. Běžné ceny představují ceny platné v daném období, ve kterém docházelo k realizaci statisticky sledované produkce zboží, obchodu i služeb.

Reálný produkt (stálé ceny)

Růst reálného produktu může být způsoben pouze růstem prodaného množství. Přepočet do stálých cen se používá z důvodu odstranění cenových vlivů na daný ukazatel. Stálé ceny tak umožňují porovnávání ekonomických veličin v delším časovém období.

Graf níže (Obrázek 11) vypovídá o tom, že HDP i HND v ČR mají od roku 1993 stále rostoucí tendenci. Nižší hodnoty HND jsou způsobeny odlivem důchodů nerezidentních subjektů do zahraničí.

Obrázek 11 Hrubý domácí produkt a hrubý národní důchod v ČR v mld. Kč (v běžných cenách)



Zdroj: ČSÚ, 2014

3.3.5. Inflace v ČR

Inflace je definována jako míra změny cenové hladiny. Pokud dochází ke zvýšení celkové cenové hladiny, pak dochází k inflaci.

Cenová hladina je určena průměrnou úrovní cen určitého souboru statků v běžném období ve srovnání s cenami daného souboru statků v základním období. Jde o oslabení reálné hodnoty dané měny vůči zboží a službám, které spotřebitel kupuje. Je-li v ekonomice přítomna inflace spotřebitelských cen, pak na nákup téhož koše zboží a služeb spotřebitel potřebuje čím dál více jednotek měny dané země (Mankiw, 1999).

Inflace je makroekonomický ukazatel, který patří mezi nejdůležitější indikátory cenového vývoje. Podle vývoje inflace se valorizují mzdy, důchody, sociální příjmy. Inflace se také využívá při úpravách nájemních smluv. Výpočet spočívá v porovnávání cen statků ze spotřebitelského koše, který činí kolem 620 nejrůznějších druhů spotřebního zboží a služeb a výpočtu procentuálních změn v rámci vždy dvou po sobě jdoucích měsíců. Na počátku procesu jsou tazatelky, které zjišťují aktuální ceny jednotlivých statků, které jsou zastoupeny ve spotřebitelském koši, ve více jak 8,5 tisících prodejen a provozoven služeb.

Spotřebitelský koš je reprezentován vybranými druhy zboží a služeb, které se významně podílejí na výdajích obyvatelstva a pokrývají tak celou sféru spotřeby statků a

služeb. Zahrnují se sem statky běžné spotřeby potravinářského i nepotravinářského charakteru, zboží tuzemské i zahraniční. Výběr reprezentantů spotřebního koše se obměňuje každým rokem a vychází z výdajových položek a statistiky národních a rodinných účtů (Jurečka, 2017).

Tabulka níže (Tabulka 3) popisuje míru inflace vyjádřenou přírůstkem průměrného ročního indexu spotřebitelských cen a vyjadřuje procentní změnu průměrné cenové hladiny za 12 posledních měsíců proti průměru 12 předchozích měsíců (ČSÚ, 2018).

Tabulka 3 Vývoj inflace v ČR

Rok	Měsíc											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
2000	2,1	2,2	2,3	2,4	2,5	2,6	2,9	3,1	3,3	3,6	3,8	3,9
2001	4	4	4	4,1	4,2	4,3	4,5	4,6	4,7	4,7	4,7	4,7
2002	4,6	4,6	4,6	4,5	4,3	3,9	3,5	3,1	2,7	2,4	2,1	1,8
2003	1,5	1,1	0,8	0,5	0,3	0,2	0,2	0,1	0	0	0,1	0,1
2004	0,3	0,5	0,8	1	1,2	1,4	1,7	2	2,2	2,5	2,7	2,8
2005	2,8	2,7	2,6	2,6	2,5	2,4	2,2	2,1	2	2	1,9	1,9
2006	2	2,1	2,2	2,3	2,4	2,5	2,6	2,7	2,8	2,7	2,6	2,5
2007	2,4	2,3	2,2	2,2	2,1	2,1	2,1	2	2	2,2	2,5	2,8
2008	3,4	3,9	4,3	4,7	5	5,4	5,8	6,1	6,4	6,6	6,5	6,3
2009	5,9	5,4	5	4,6	4,1	3,7	3,1	2,6	2,1	1,6	1,3	1
2010	0,9	0,8	0,7	0,6	0,6	0,6	0,8	0,9	1,1	1,2	1,4	1,5
2011	1,6	1,7	1,7	1,8	1,8	1,9	1,9	1,9	1,8	1,9	1,9	1,9
2012	2,1	2,2	2,4	2,6	2,7	2,8	2,9	3,1	3,2	3,3	3,3	3,3
2013	3,2	3	2,8	2,7	2,5	2,3	2,2	2	1,8	1,6	1,5	1,4
2014	1,3	1,1	1	0,9	0,8	0,7	0,6	0,5	0,5	0,5	0,5	0,4
2015	0,3	0,3	0,3	0,4	0,4	0,5	0,5	0,4	0,4	0,4	0,3	0,3
2016	0,4	0,4	0,4	0,4	0,4	0,3	0,3	0,3	0,3	0,4	0,5	0,7
2017	0,8	1	1,2	1,3	1,5	1,7	1,8	2	2,2	2,3	2,4	2,5
2018	2,4	2,4	2,3	2,3	2,3	2,3	2,3					

Zdroj: ČSÚ, 2018

3.3.6. Provázanost determinantů

Nezaměstnanost má vliv na vývoj HDP, inflaci a mzdu. Například, pokud míra nezaměstnanosti klesá, tak se brzy zvýší poptávky na trhu s výrobními faktory. Firmy budou pociťovat nedostatek zaměstnanců, a tak začnou nabízet vyšší mzdy, nejrůznější benefity, jako jsou stravenky, firemní automobily, notebooky, mobilní telefony aj.

S nízkým počtem nezaměstnaných také souvisí nižší výdaje státního sektoru do podpory v nezaměstnanosti a hrazení zdravotního pojištění. Státní sektor bude mít větší množství volných finančních prostředků k využití, například na nákup nových počítačů do škol. Stávající i noví zaměstnanci budou mít více volných finančních prostředků než doposud a začnou více nakupovat. Když se k tomu připočtou vyšší státní výdaje například na nákup nových počítačů spolu s firemními výdaji na benefity zaměstnanců, tak vzroste poptávka po spotřebním zboží. S rostoucí poptávkou po zboží roste i jeho cena. S rostoucí cenou roste i míra inflace a HDP.

Rostoucí cena statků má vliv nejen na domácí ekonomiku, ale také na export a import zboží. S rostoucími cenami surovin a mzdami se zvyšují výrobní náklady a také výsledná cena statků. S rostoucí cenou poklesne export statků do zahraničí a zároveň dojde k zvýšení importu zboží.

Celkový výsledný efekt v celé ekonomice bude kvůli čtyř-sektorovému multiplikátoru daleko vyšší. V případě recese bude naopak výsledný propad o to větší, proto musí být vláda a ČNB velice obezřetná s nakládáním se státním rozpočtem a určováním fiskální a monetární politiky (Tsatsaronis, Kostas, Zhu, 2004).

3.3.7. Poptávka a nabídka po nemovitostech v Praze a Středočeském kraji

Poptávka po nemovitostech

Poptávka určuje množství daného statku, které jsou kupující ochotni zakoupit za určitou stanovenou cenu. Na zvýšení ceny reaguje kupující většinou snížením množství nakoupeného statku. Platí to i obráceně. Pokud dané zboží či služba zlevní, je kupující ochoten pořídit si větší množství daného statku (Fuchs, 2015).

Poptávka na trhu nemovitostí je velice specifická, lidé nepoptávají pouze určitý typ, velikost, rozlohu, vybavenost a technický stav, ale také jeho specifické umístění,

polohu. S polohou je spjata občanská vybavenost a s tím spojené služby. Poptávka po vlastnění bydlení v sobě zahrnuje jak samotnou nemovitost, tak i služby zahrnuté v občanské vybavenosti, např. blízkost obchodů, kin, kaváren, restaurací, barů, parků, dobrá dopravní obslužnost, blízkost práce, škol aj, kulturních, zdravotních a vzdělávacích zařízení atd. Je zřejmé, že cena nemovitostí s dobrou občanskou vybaveností bude vyšší než bez ní. Např.: u dvou identických domů, z nichž jeden je umístěn do velkého města a druhý na venkov, je zřejmé, že dům ve velkém městě bude i několikanásobně dražší než na venkově (Lux, 2002).

Na poptávku také působí i demografický vývoj obyvatelstva. Například v 70. a 80. letech minulého století byla evidována vysoká míra porodnosti. Tato vysoká porodnost se neprojeví v nárůstu poptávky po nemovitostech ihned, ale až za nějakou dobu, a to přibližně po 30 letech, kdy se z dětí stali dospělí v produktivním věku, pracující lidé, kteří si budou chtít založit rodiny a budou se poptávat po novém bydlení. Až v tuto dobu se může poptávka zvýšit. Ke zvýšení může dojít také z důvodu stále probíhající urbanizace, kdy lidé z menších měst a venkova se stěhují do velkých měst, a tím zvyšují poptávku po nemovitostech ve velkých městech a jejich blízkém okolí.

Nabídka nemovitostí

Nabídka udává množství statků, které jsou výrobci ochotni dodat na trh při určité ceně. Nabídka na trhu s nemovitostmi tvoří dokončené, v některých případech i nedokončené stavby stavebních společností, které jsou určeny k prodeji koncovým zákazníkům (Fuchs, 2015).

Nabídka je obdobně jako poptávka velice specifická. Větší objem postavených a nabízených nemovitostí lze očekávat v místech s vyšší hustotou zalidnění a s tím související zvýšenou poptávkou po nemovitostech. Větší nabídka nabízených domů a bytů bude ve velkých městech a jejich blízkém okolí.

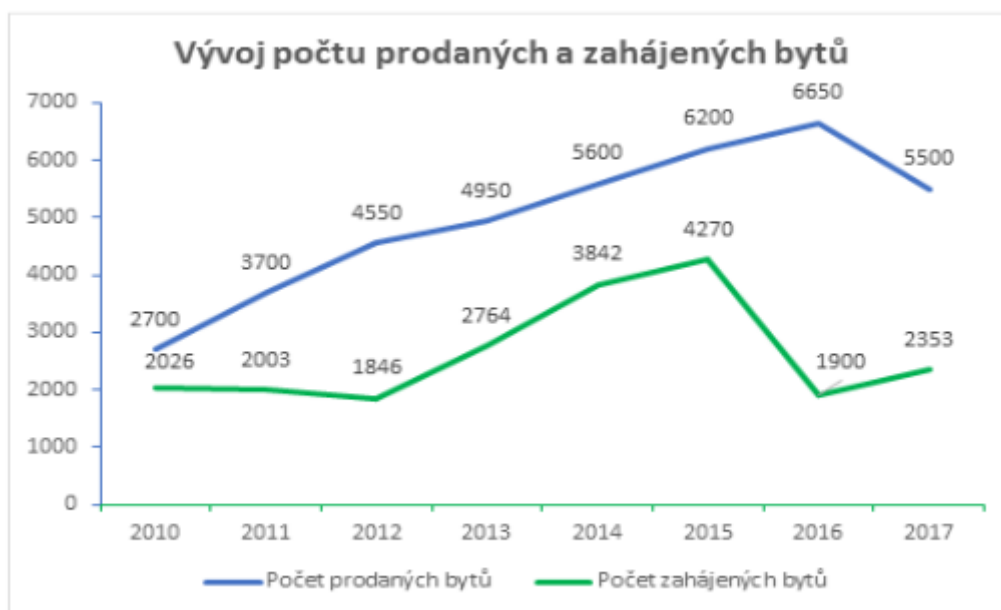
Stavební společnosti fungují jako každý podnikatelský subjekt a hlavním cílem je dosahování zisku. Vyšší zisk tyto společnosti dosáhnou v místech s vysokou hustotou zalidnění a s tím spojenou vysokou poptávkou. Ceny nemovitostí jsou proto daleko vyšší jak v oblastech s nízkou poptávkou. Dobrým příkladem je hlavní město Praha. Zde jsou ceny bytů a domů několikanásobně vyšší než v maloměstech.

Vysoké ceny jsou zapříčiněny nejenom velkou poptávkou, ale do značné míry i cenami stavebních pozemků. Výsledná cena nemovitosti je určena součtem ceny pozemku a samotné stavby (Lux, 2002).

Střet nabídky a poptávky

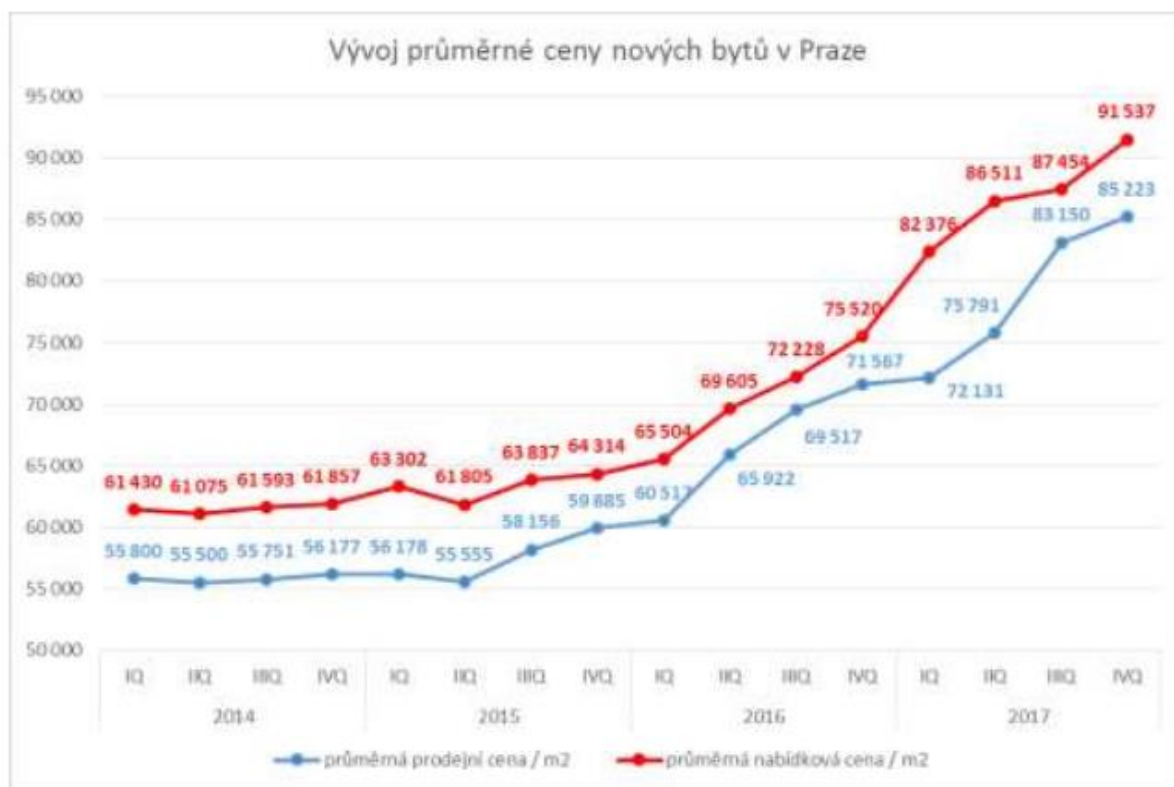
Z následujících grafů (na obrázcích 12 a 13) lze vyčíst, že již od roku 2010 převyšuje poptávka po bytech jejich nabídku. To koresponduje s grafem vývoje cen, kdy ceny v posledních letech rychle stoupaly. Křivka grafu vývoje cen bytů v Praze má skoro exponenciální charakter, což naznačuje situaci, kdy jsou byty nadhodnoceny od jejich reálné ceny (Trigema, Skanska Reality, Central Group, 2017).

Obrázek 12 Vývoj počtu prodaných a zahájených bytů v Praze



Zdroj: Trigema, Skanska Reality, Central Group, 2017

Obrázek 13 Vývoj průměrné ceny bytů v Praze



Zdroj: Trigema, Skanska Reality, Central Group, 2017

Nadhodnocení cen v Praze má několik příčin, jednou z nich je veliký nepoměr mezi nabídkou a poptávkou.

Poptávka je značně vysoká z důvodu rostoucích mezd, a také možnosti pořizování 100% hypoték (nedávno zrušené). Případný zájemce o nemovitost nemusel mít našetřené žádné své vlastní finanční prostředky, a tak bylo pro mnoho lidí výhodnější pořídit si vlastní bydlení a financovat ho hypotéku, namísto placení nájmu. 100% hypotéky však zapříčinily, že někteří dlužníci nebyli schopni dostát svým závazkům, a tak nemovitosti propadaly bankám. Banky ve snaze získat zpět své finanční prostředky nemovitosti prodaly, ale nepokrylo jim to celkovou ztrátu.

Nabídka stavebních společností zaostává. Ve velkých městech a přilehlých oblastech často chybějí volné stavební parcely. Velcí developři se stahují z Prahy a přesouvají své aktivity do jiných měst nebo i do jiných zemí (např. Slovensko). Vyřizování stavebního povolení je značně zdlouhavé. Po novele stavebního zákona musejí žadatele nově mít v žádosti o udělení stavebního povolení i závazné stanovisko odboru územního plánování obce s rozšířenou působností, a to značně

prodlužuje dobu vyřizování stavebního povolení. Velmi malá nezaměstnanost a s tím související nedostatek pracovních sil vede také k pomalé výstavbě.

Změnu by mohl přinést chystaný nový metropolitní plán Prahy, který nahradí stávající územní plán. Ten totiž výstavbu značně stěžuje tím, že se stavbu musí řídit funkčními plochami, ve městě tak zůstávají nevyužité pozemky (např. tzv. brownfieldy – prázdné tovární celky, trafostanice aj.) Stavba jiné funkce, než náleží do daného území, se navíc musí podrobit delšímu jednání – změna územního plánu. Nový metropolitní plán se vrací k tradičnímu územnímu plánování, hledání místa, kde by mohla vzniknout nová zástavba a navíc v předem určených místech povolí výstavbu výškových budov (Institut plánování a rozvoje hlavního města Prahy, 2018).

3.4. Instituce působící na finanční trh ČR

Česká národní banka, komerční banky

Komerční banky se řídí nařízeními a doporučeními České národní banky. Podle oficiálních webových stránek České národní banky je ČNB hlavní, centrální bankou České republiky, orgánem vykonávajícím dohled nad finančním trhem a orgánem příslušným k řešení krize na finančním trhu. Je zřízena Ústavou České republiky a svou činnost vyvíjí v souladu se zákonem č. 6/1993 Sb. o České národní bance, ve znění pozdějších předpisů, a dalšími právními předpisy.

ČNB je banka všech bank, stojí nad všemi komerčními bankami a do jejích pravomocí se může zasahovat pouze podle zákona. ČNB je součástí Evropského systému centrálních bank a podílí se na plnění cílů. V čele ČNB je bankovní rada, která zahrnuje guvernéra, dva viceguvernéry a čtyři další členy bankovní rady. Členy bankovní rady jmenuje prezident České republiky, a to nejvýše na dvě šestiletá období.

Hlavním cílem centrální banky je péče o cenovou stabilitu a udržitelný hospodářský růst. Péči o cenovou hladinu je myšlena nízká míra inflace. Dalšími cíli jsou péče o finanční stabilitu, bezpečné fungování finančního systému, podpora obecné hospodářské politiky vlády a hospodářské politiky v EU. Podpora vedlejších cílů je možná pouze tehdy, jestli nejsou v rozporu s hlavním cílem.

Centrální banky mají mnoho funkcí. Jako jediné mohou emitovat, vydávat nové bankovky a mince. Řídí a dohlíží nad platebním stykem a oběhem peněz. Dohlíží nad bankovním sektorem, kapitálovým trhem, pojišťovnictvím aj. Poskytuje úvěry komerčním bankám. Centrální banka spravuje státní rozpočet a drží určitou výši devizových rezerv. Devizové rezervy jsou například drženy ve formě některých zahraničních měn, ale můžou být také drženy například ve formě drahých kovů, většinou ve zlatě (Leoveanu, 2015).

ČNB může ovlivňovat ekonomiku skrze monetární politiku. Nástroje monetární politiky jsou operace na volném trhu, povinné minimální rezervy, diskontní sazba a devizové rezervy. ČNB neovlivňuje ekonomiku přímo, ale skrze zprostředkující cíle jako velikost peněžní zásoby, úrokové míry a měnového kurzu. Po ovlivnění zprostředkujícího cíle dojde k ovlivnění konečného cíle jako je cenová stabilita, nezaměstnanost a stabilní ekonomický růst. ČNB může vydávat nařízení, která jsou závazná, i nezávazná doporučení.

Příznivý ekonomický růst spolu s uvolněnými podmínkami pro poskytování úvěrů vede domácnosti k pozitivnímu očekávání, a tak se zvyšuje ochota domácností financovat výdaje prostřednictvím cizích zdrojů. Tato pozitivní očekávání vedou k uzavírání velmi rizikových úvěrů na financování vlastního bydlení a zvyšuje se pravděpodobnost nesplacení úvěru a ztráty banky. Guvernér ČNB Rusnok řekl: *„S tím, jak růst cen bydlení předstihuje zvyšování příjmů domácností, se dlužníci stávají zranitelnějšími. Zároveň roste pravděpodobnost, že o úvěr budou čím dál více usilovat rizikovější žadatelé,“*.

V roce 2008 vypukla hypoteční krize v USA, Tehdejší hypoteční krize měla některé společné faktory, které můžeme v dnešní době pozorovat na hypotečním trhu ČR, a to rychlý a nepřetržitý růst cen nemovitostí, vytvoření cenové bubliny na trhu s nemovitostmi, poskytování hypoték i nebonitním klientům a s tím spjata zvyšující se riziko nesplacení pohledávek a riziko nedostatečné kapitálové přiměřenosti. Každá banka musí dodržovat pravidlo kapitálové přiměřenosti. Kapitálová přiměřenost představuje určitou minimální výši kapitálu, kterou banka musí vzhledem k objemu a rizikovosti svých obchodů dodržovat. Dalo by se říci, že čím vyšší kapitálovou přiměřeností banka disponuje, tím spíš se banka nedostane do potíží s likviditou a je finančně stabilnější a na venek působí důvěryhodněji, je schopná dostát všem svým závazkům (MMF, 2008).

ČNB reaguje na tato rizika preventivně v rámci své makro obezřetnostní politiky novými opatřeními.

Zvýšení proticyklické rezervy

Proticyklická rezerva je nástroj ČNB, který zavedla EU v roce 2014. Tato rezerva slouží jako finanční polštář, který se naplňuje ve fázi nadměrného růstu počtu poskytnutých úvěrů a ve fázi recese se z něho zase čerpá. Cílem proticyklické rezervy je zvyšovat odolnost bankovního sektoru. Banky by měly díky této rezervě být schopny poskytovat stabilnější nabídku úvěrů i v období poklesu ekonomiky.

ČNB zvyšuje s platností od července 2019 proticyklické kapitálové rezervy na 1,50 %. Zvýšení této sazby by mělo mít za následek stabilnější nabídku úvěrů v případě poklesu ekonomiky. Jako vedlejší efekt zvýšení této sazby rezervy může dojít k pozitivnímu omezení rychlého růstu poskytování úvěrů.

Ukazatele DTI, DSTI a LTV

ČNB od 1. října 2018 rozšiřuje svá doporučení pro poskytování hypotečních úvěrů o požadavky na výši příjmu. Ukazatel DTI neboli Debt-to-Income, to v překladu znamená poměr dluhu k příjmu. Nově by neměl tento ukazatel překročit devítinásobek ročního čistého příjmu žadatele čili jednotlivce nebo rodiny. Současně by neměla měsíční splátka překročit 45 % měsíční čisté mzdy žadatele, to udává ukazatel DSTI neboli Debt Service To Income. V některých případech budou banky smět tyto hodnoty překročit, ale maximálně u 5 % vydaných úvěrů. Ukazatel LTV neboli Loan to value, zůstává neměnný, a to na hodnotě 90 %. Ukazatel určuje výši úvěru k hodnotě nemovitosti. Komerční banky mají možnost maximálně u 15 % úvěrů poskytnout úvěr s ukazatelem LTV mezi 80 až 90 %.

Příkladem může být bezdětný, pracující žadatel o hypoteční úvěr, který se nachází ve středu mzdového rozpětí a vydělává medián mezd čili 27 236 Kč hrubého, což činí 20 829 Kč čistého za jeden kalendářní měsíc, bez zohlednění možnosti komerčních bank u 5 % úvěrů nedodržovat limity DTI a DSTI i možnosti u 15 % úvěrů poskytovat výše LTV v rozmezí 80-90 %.

Dle ukazatele DTI by si takovýto žadatel mohl vypůjčit pouze devítinásobek ročního čistého příjmu. U výše uvedeného žadatele by to bylo $9 \cdot 12 \cdot 20829 = 2\ 249\ 532$ Kč.

Dle ukazatele DSTI by jeho maximální měsíční splátka mohla činit 45 % čistého měsíčního platu. Měsíční splátka by mohla činit maximálně **9 373 Kč**.

Podle posledního ukazatele LTV by žadatel musel disponovat vlastním kapitálem ve výši 10 % ceny nemovitosti. Pokud by si mohl dovolit vzít úvěr pouze na výši 2 249 532 Kč, tak by výsledná cena nemovitosti měla být podle ukazatele LTV maximálně **2 499 480 Kč**, tudíž by žadatel musel vlastnit téměř **250 000 Kč**. Při dnešních cenách nemovitostí by takovýto žadatel dosáhl v Praze na velmi malou garsonku, někde na samotném okraji Prahy, ale mimo velká města a jejich spádovou oblast by si takovýto žadatel mohl dovolit i větší byt, a možná dokonce i dům.

Novela zákona o ČNB

ČNB i nadále pracuje na přípravě novely zákona o ČNB, která by jí dala pravomoci stanovovat závazné limity LTV, DTI a DSTI. Důvodem je jejich silnější vymahatelnost v porovnání s doporučením.

Tato doporučení ČNB by měla zapříčinit v rámci několika let výrazný pokles poptávky po úvěrech, a to alespoň v oblastech s vysokou poptávkou po nemovitostech. Zájemci o nemovitosti, kteří donedávna byli schopni získat úvěr, nyní nebudou schopni splnit podmínky, aby dostáli na úvěr od komerčních bank. S poklesem poptávky po úvěrech se sníží také poptávka po nemovitostech, a to povede ke snižování cen nemovitostí.

4. Praktická část

4.1. Proměnné ekonomického modelu a testování stacionarity

Na základě poznatků z teoretické části práce jsou pro následné modelování zvoleny proměnné index cen nemovitostí, celkový počet vydaných stavebních povolení, obecná míra nezaměstnanosti, index cen stavebních prací, průměrné mzdy, počet dokončených bytů (nemovitostí), počet ekonomicky aktivních obyvatel, index cen nájemného, průměrné úspory domácností a celkový objem úvěrů.

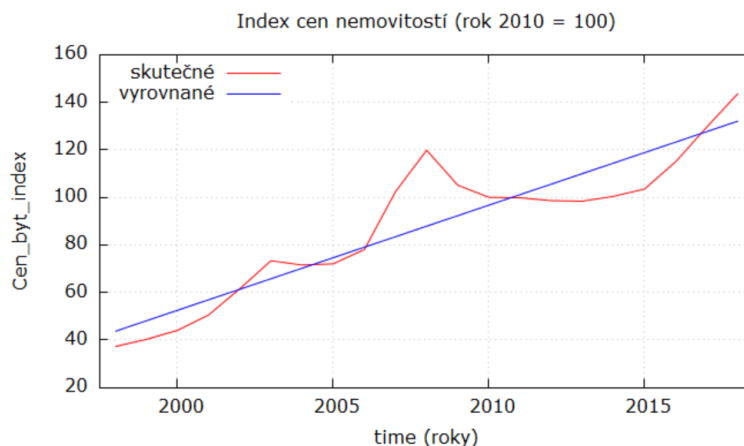
Jednotlivé proměnné budou reprezentovány graficky a budou testovány na stacionaritu DF testem, případně ADF testem.

Pro posouzení, zda je daná proměnná stacionární v čase, využijeme rozšířený Dickey-Fullerův test. Pro testování stacionarity je nutné znát, jestli daná proměnná obsahuje trendovou funkci a konstantu, proto modelujeme pomocí metody OLS danou proměnnou za použití konstanty a časového vektoru jako exogenních proměnných. Z výsledku modelu určujeme, zda daná proměnná obsahuje trend a konstantu.

Index cen nemovitostí

Tento údaj ČSÚ přímo zaznamenává a bude to také v tomto případě vysvětlovaná proměnná. Index cen nemovitostí znázorňuje vývoj ceny za jeden metr čtvereční podlahové plochy nemovitosti. Index je vypočítáván jako vážený průměr ceny nemovitostí za 1 metr čtvereční s přihlédnutím ke stupni opotřebení nemovitosti. Index je přepočítáván k roku 2010. V tento rok je index roven stu (ČSÚ, 2020).

Obrázek 14 Index cen nemovitostí



Zdroj: vlastní zpracování dat z ČSÚ za pomoci programu Gretl

Z obrázku č. 14 lze vyčíst, že vývoj cen nemovitostí v ČR má rostoucí tendenci. Z grafu je patrný nárůst cen před krizí v roce 2008 a prudký pokles v době krize. Tento výkyv lze popsat pomocí uměle vložené proměnné, tzv. dummy proměnné.

Stacionarita proměnné

Pro testování stacionarity jsou použity varianty ADF testu (test bez konstanty, s konstantou a s konstantou a trendem).

Obrázek 15 Test stacionarity proměnné

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro Cen_byt_index
testing down from 8 lags, criterion AIC
počet pozorování 18
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

test bez konstanty
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)Cen_byt_index
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,046785
testovací statistika: tau_nc(1) = 1,76511
asymptotická p-hodnota 0,9818
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,034
zpožděné diference: F(2, 15) = 3,240 [0,0677]

test s konstantou
s použitím 8 zpožděných proměnných (1-L)Cen_byt_index
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,741075
testovací statistika: tau_c(1) = -1,855
asymptotická p-hodnota 0,3541
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,844
zpožděné diference: F(8, 2) = 0,966 [0,6017]

s konstantou a trendem
s použitím 7 zpožděných proměnných (1-L)Cen_byt_index
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,50759
testovací statistika: tau_ct(1) = -1,78828
asymptotická p-hodnota 0,7107
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,393
zpožděné diference: F(7, 3) = 0,973 [0,5636]
```

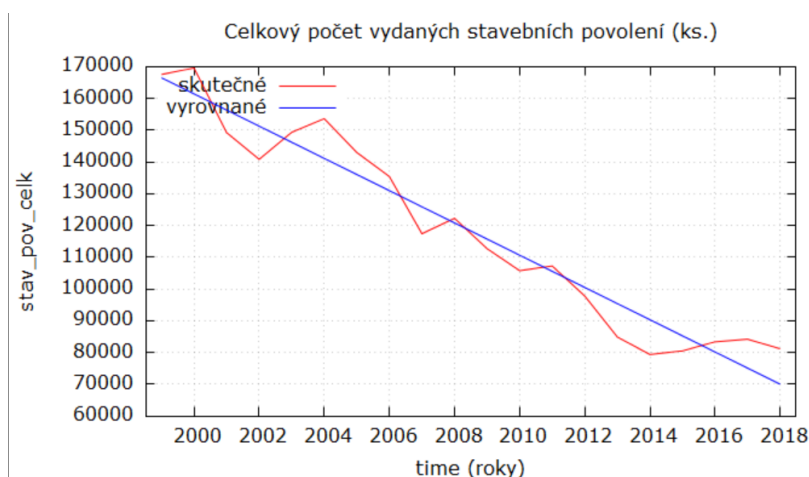
Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

P-hodnota je u všech tří ADF testů větší než hladina významnosti 0,05, což značí nepřítomnost stacionarity. **Časová řada není stacionární v původních hodnotách.**

Celkový počet vydaných stavebních povolení

Vývoj počtu vydaných stavebních povolení do jisté míry dokáže predikovat počty dokončených nemovitostí v následujících letech. Data zahrnují veškerá vydaná stavební povolení, stavební ohlášení, stavby s povolením na základě veřejnoprávních smluv aj. Data jsou získána ze stavebních úřadů, které vydávají stavební povolení, a jsou zpracována ČSÚ.

Obrázek 16 Celkový počet vydaných stavebních povolení



Zdroj: vlastní zpracování dat z ČSÚ pomocí programu Gretl

Z obrázku č. 16 lze vyčíst, že počet vydaných stavebních povolení má v čase klesající tendenci. Z grafu lze usuzovat, že při poklesu počtu vydaných stavebních povolení se snížila nabídka nemovitostí a cena stoupne. Z toho lze usuzovat na negativní závislost ceny nemovitostí na počtu vydaných povolení.

Stacionarita proměnné

Pro testování stacionarity jsou použity varianty ADF testu (test bez konstanty, s konstantou a s konstantou a trendem).

Obrázek 17 Test stacionarity proměnné

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro stav_pov_celk
testing down from 6 lags, criterion AIC
počet pozorování 19
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

test bez konstanty
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)stav_pov_celk
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0395266
testovací statistika: tau_nc(1) = -2,74074
p-hodnota 0,008937
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,071

test s konstantou
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)stav_pov_celk
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0675294
testovací statistika: tau_c(1) = -1,09873
p-hodnota 0,6939
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,066

s konstantou a trendem
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)stav_pov_celk
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,543722
testovací statistika: tau_ct(1) = -2,21756
p-hodnota 0,4542
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,138
```

Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

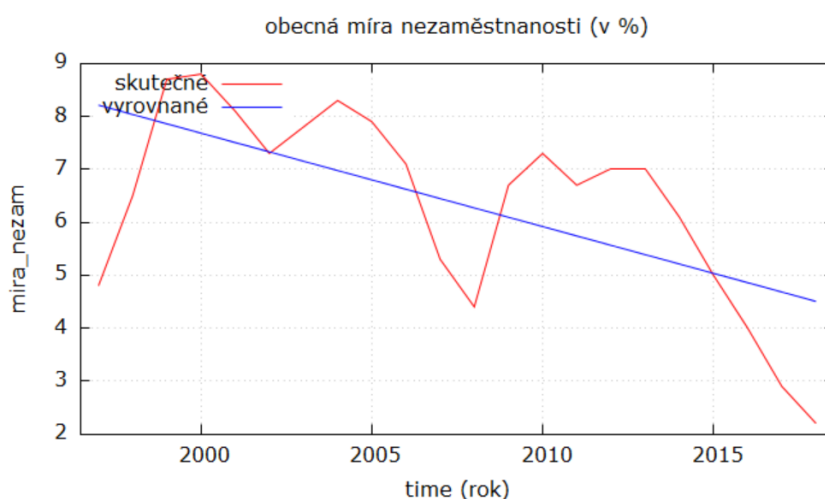
Ve dvou ze tří případů ADF testů (s konstantou a s konstantou a trendem) je p-hodnota větší jak hladina významnosti 0,05, což značí nepřítomnost stacionarity.

Časová řada není stacionární v původních hodnotách.

Obecná míra nezaměstnanosti

Obecná míra nezaměstnanosti do určité míry ovlivňuje poptávku po nemovitostech. Nemovitost si pořizují převážně pracující lidé, rodiny, pokud nejsou uvažováni rentiéři a dědicové velkého majetku. Tento podíl rentiérů atd. je velice malý, zanedbatelný. Obecná míra nezaměstnanosti se vypočítává jako podíl zaměstnaných obyvatel k ekonomicky aktivnímu obyvatelstvu. (ČSÚ, 2020)

Obrázek 18 Obecná míra nezaměstnanosti



Zdroj: vlastní zpracování dat z ČSÚ pomocí programu Gretl

Z obrázku č. 18 lze vyčíst, že obecná míra nezaměstnanosti má v čase klesající tendenci. Vztah mezi vývojem cen nemovitostí a mírou nezaměstnanosti má negativní/opačný charakter. Trendy obou proměnných se v čase liší. Lze očekávat, že s nižší mírou nezaměstnanosti se zvýší poptávka po nemovitostech, a to povede k rostoucím cenám nemovitostí a opačně.

Stacionarita proměnné

Pro testování stacionarity jsou použity varianty ADF testu (test bez konstanty, s konstantou a s konstantou a trendem).

Obrázek 19 Test stacionarity proměnné

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro mira_nezam
testing down from 8 lags, criterion AIC
počet pozorování 21
nulová hypotéza jednotkového koefenu: a = 1

test bez konstanty
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)mira_nezam
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0226385
testovací statistika: tau_nc(1) = -0,631446
p-hodnota 0,4316
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,410

test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)mira_nezam
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,228971
testovací statistika: tau_c(1) = -1,44721
asymptotická p-hodnota 0,5605
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,057

s konstantou a trendem
s použitím 8 zpožděných proměnných (1-L)mira_nezam
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -7,0758
testovací statistika: tau_ct(1) = -2,28421
asymptotická p-hodnota 0,4421
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,683
zpožděné diference: F(8, 2) = 2,754 [0,2936]
```

Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

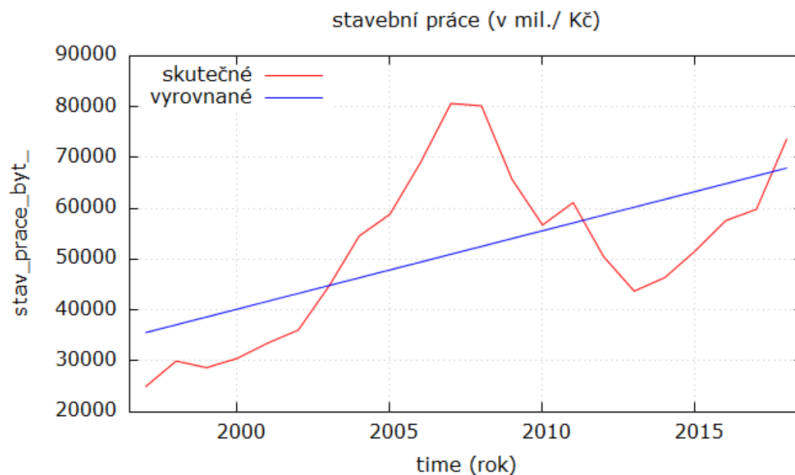
P-hodnota je u všech tří ADF testů větší než hladina významnosti 0,05, což značí nepřítomnost stacionarity. **Časová řada není stacionární v původních hodnotách.**

Index cen stavebních prací

Ceny stavebních prací určují náklady na danou nemovitost. Index cen stavebních prací se získává na ČSÚ a zahrnuje veškeré náklady na materiál, polotovary, mzdové náklady spolu se zákonným sociálním a zdravotním pojištěním, veškeré režijní náklady, náklady spojené s provozem staveb např. zápůjčky stavebních strojů, dopravních prostředků. Index zahrnuje i samotný zisk stavebních společností. Do ceny se naopak nezahrnuje např. DPH či náklady na zařizování stavenišť.

Index zpracovává ČSÚ s pomocí 132 stavebních reprezentantů, kteří do formuláře zapisují předem definované náklady. (ČSÚ, 2020)

Obrázek 20 Stavební práce



Zdroj: vlastní zpracování dat z ČSÚ pomocí programu Gretl

Z obrázku č. 20 lze vyčíst, že cena stavebních prací má v čase rostoucí tendenci. Vztah mezi vývojem cen nemovitostí a cenami stavebních prací má pozitivní charakter. Trendy obou proměnných jsou rostoucí. Lze očekávat, že se zdražování cen stavebních prací povede k nárůstu cen nemovitostí.

Stacionarita proměnné

Pro testování stacionarity jsou použity varianty ADF testu (test bez konstanty, s konstantou a s konstantou a trendem).

Obrázek 21 Test stacionarity proměnné

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro stav_prace_byt_budovy
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 20
nulová hypotéza jednotkového koefěnu: a = 1

test bez konstanty
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)stav_prace_byt_budovy
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,0126296
testovací statistika: tau_nc(1) = 0,411022
asymptotická p-hodnota 0,8018
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,099

test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)stav_prace_byt_budovy
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,148603
testovací statistika: tau_c(1) = -1,46281
asymptotická p-hodnota 0,5527
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,030

s konstantou a trendem
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)stav_prace_byt_budovy
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,38787
testovací statistika: tau_ct(1) = -2,98453
asymptotická p-hodnota 0,1365
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,249
zpožděné diference: F(3, 12) = 4,719 [0,0213]
```

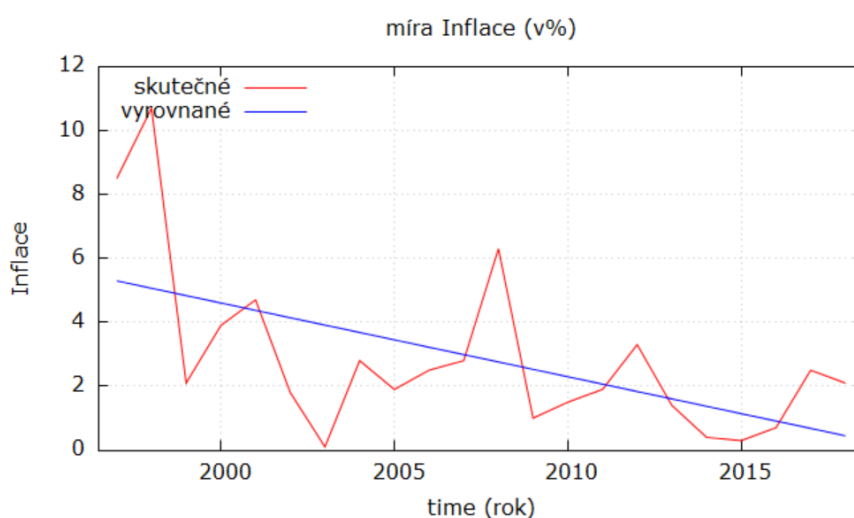
Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

P-hodnota u všech tří ADF testů je větší než hladina významnosti 0,05, což značí nepřítomnost stacionarity. **Časová řada není stacionární v původních hodnotách.**

Míra inflace

Inflace vyjadřuje růst cenové hladiny v čase, tzv. charakterizuje míru znehodnocování měny v přesně vymezeném časovém období. Míra inflace vyjadřuje procentuální změnu cen spotřebního koše. Vypočítává jí ČSÚ z indexu spotřebitelských cen. (ČSÚ, 2020)

Obrázek 22 Míra inflace



Zdroj: vlastní zpracování dat z ČSÚ pomocí programu Gretl

Z obrázku č. 22 lze vyčíst, že míra inflace značně kolísá, ale má klesající charakter/tendenci. Zvyšující se míra inflace vyvolává i růst veškerých cen spotřebního zboží. Růst inflace snižuje reálnou hodnotu nemovitostí, a proto trh s nemovitostmi reaguje na zvyšování inflace zvyšováním cen nemovitostí.

Stacionarita proměnné

Pro testování stacionarity jsou použity varianty ADF testu (test bez konstanty, s konstantou a s konstantou a trendem).

Obrázek 23 Test stacionarity proměnné

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro Inflation
testing down from 8 lags, criterion AIC
počet pozorování 21
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

test bez konstanty
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L) Inflation
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,341841
testovací statistika: tau_nc(1) = -2,55788
p-hodnota 0,0133
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,373

test s konstantou
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L) Inflation
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,630812
testovací statistika: tau_c(1) = -3,43559
p-hodnota 0,02117
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,331

s konstantou a trendem
s použitím 8 zpožděných proměnných (1-L) Inflation
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -6,89597
testovací statistika: tau_ct(1) = -8,08686
asymptotická p-hodnota 1,001e-012
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,586
zpožděné diference: F(8, 2) = 11,887 [0,0799]
```

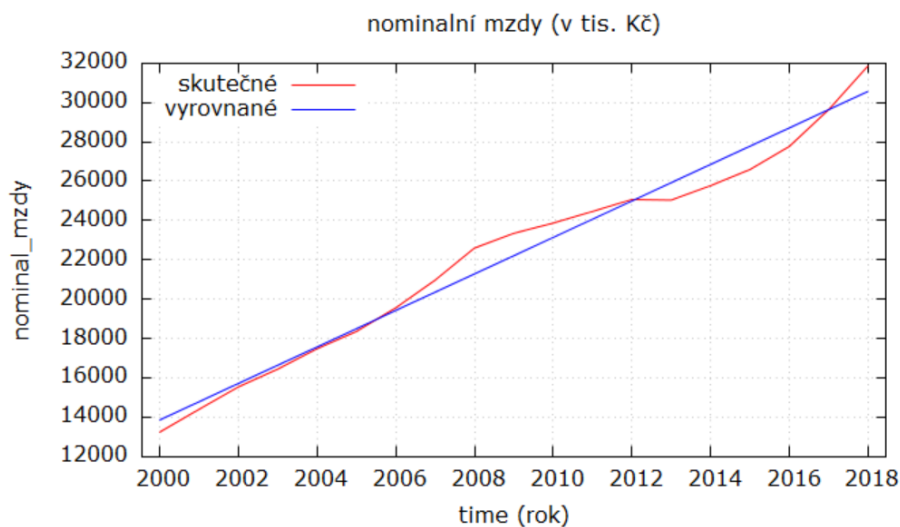
Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

P-hodnota u všech tří ADF testů je menší než hladina významnosti 0,05, což značí, že řada je stacionární, a proto bude vyřazena, neboť nelze pracovat současně se stacionárními a nestacionárními řadami.

Průměrná hrubá měsíční mzda

Průměrná měsíční hrubá mzda vyjadřuje náklad společnosti/zaměstnavatelů na jednoho zaměstnance za jeden měsíc. Mzda obsahuje základní smlouvenou mzdu či plat, odměny, příplatky, doplatky aj. Do hrubé mzdy se nezapočítává dočasná pracovní neschopnost. Tato mzda není očištěná od záloh na zdravotním, sociálním zabezpečení a záloh na daně z příjmu fyzických osob a další zákonné či dohodnuté srážky, např.: exekuční srážky, výživné (ČSÚ, 2020).

Obrázek 24 Průměrná nominální hrubá mzda



Zdroj: vlastní zpracování dat z ČSÚ pomocí programu Gretl

Z obrázku č. 24 lze vyčíst, že průměrná hrubá mzda má v čase rostoucí charakter/tendenci. Růst mezd zapříčiní vyšší disponibilní důchod a vyšší spotřebu statků, včetně nemovitostí. Více obyvatel dosáhne na vlastní bydlení (dosáhne na splnění podmínek komerčních bank). S rostoucí poptávkou se zvýší cena nemovitostí. Rostoucí mzdy také zvyšují náklady na stavbu, což povede ke zvyšování cen nemovitostí.

Stacionarita proměnné

Pro testování stacionarity jsou použity varianty ADF testu (test bez konstanty, s konstantou a s konstantou a trendem).

Obrázek 25 Test stacionarity proměnné

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro nominal_mzdy
testing down from 3 lags, criterion AIC
počet pozorování 17
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

test bez konstanty
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)nominal_mzdy
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,0133998
testovací statistika: tau_nc(1) = 1,39405
asymptotická p-hodnota 0,9597
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,112

test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)nominal_mzdy
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,0227316
testovací statistika: tau_c(1) = 0,96974
asymptotická p-hodnota 0,9964
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,059

s konstantou a trendem
s použitím 3 zpožděných proměnných (1-L)nominal_mzdy
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,619588
testovací statistika: tau_ct(1) = -3,02849
asymptotická p-hodnota 0,1243
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,195
zpožděné diference: F(3, 9) = 8,518 [0,0054]
```

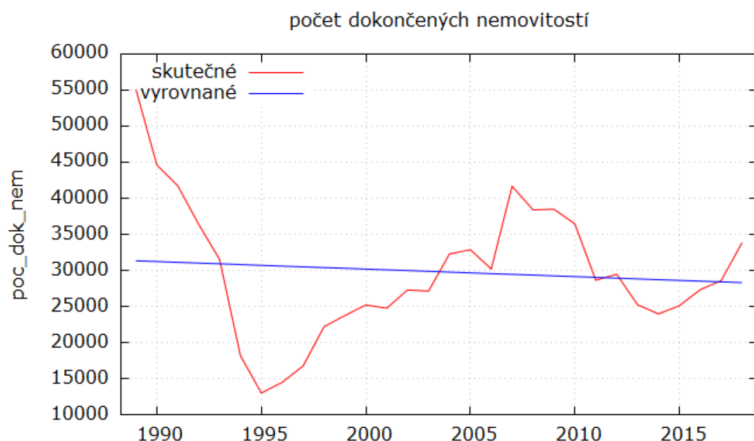
Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

P-hodnota u všech tří ADF testů je větší než hladina významnosti 0,05, což značí nepřítomnost stacionarity. **Časová řada není stacionární v původních hodnotách.**

Počet dokončených bytů

Počtem dokončených bytů se rozumí veškeré dokončené nemovitosti, objekty, které jsou určeny pro dlouhodobé bydlení a mají vystavený doklad o kolaudaci objektu/nemovitosti příslušným stavebním úřadem. Do počtu dokončených bytů se zahrnují všechny samostatné bytové jednotky. Všechny byty v rodinných domech, bytových domech a ostatních budovách. Např.: samostatný rodinný dům se považuje za jednu bytovou jednotku (ČSÚ, 2020).

Obrázek 26 Počet dokončených nemovitostí (bytových jednotek)



Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

Z obrázku č. 26 lze vyčíst, že počet dokončených nemovitostí má v čase mírně klesající charakter/ tendenci. Počty dokončených bytů tvoří nabídkovou část spotřební funkce. S rostoucím počtem bytových jednotek roste nabídka, a to by mělo vést k poklesu cen nemovitostí a naopak.

Stacionarita proměnné

Pro testování stacionarity jsou použity varianty ADF testu (test bez konstanty, s konstantou a s konstantou a trendem).

Obrázek 27 Test stacionarity proměnné

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro dok_byt_spAAstav
testing down from 8 lags, criterion AIC
počet pozorování 20
nulová hypotéza jednotkového koefenu: a = 1

test bez konstanty
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)dok_byt_spAAstav
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,0100679
testovací statistika: tau_nc(1) = 0,314595
p-hodnota 0,7667
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,148

test s konstantou
s použitím 7 zpožděných proměnných (1-L)dok_byt_spAAstav
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -1,29207
testovací statistika: tau_c(1) = -1,67649
asymptotická p-hodnota 0,4433
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,369
zpožděné diference: F(7, 4) = 0,786 [0,6349]

s konstantou a trendem
s použitím 8 zpožděných proměnných (1-L)dok_byt_spAAstav
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -2,00266
testovací statistika: tau_ct(1) = -3,26098
asymptotická p-hodnota 0,07285
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,696
zpožděné diference: F(8, 1) = 7,577 [0,2742]
```

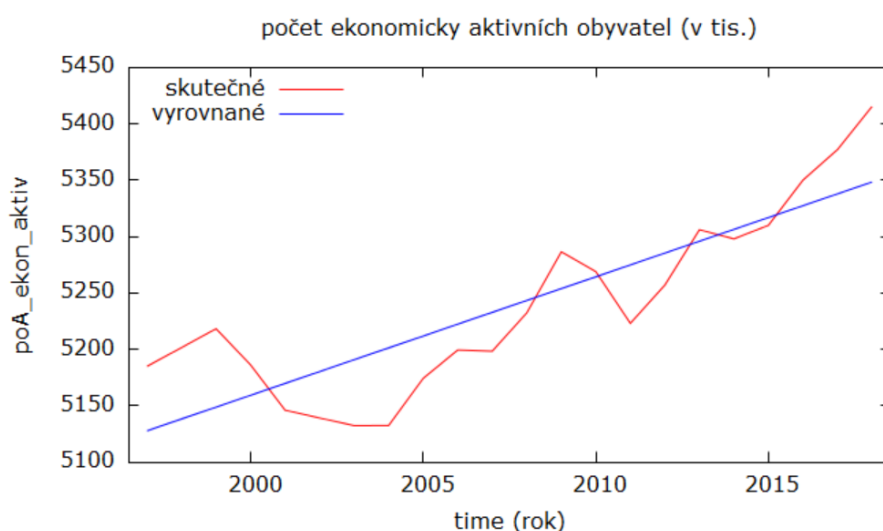
Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

P-hodnota u všech tří ADF testů je větší než hladina významnosti 0,05, což značí nepřítomnost stacionarity. **Časová řada není stacionární v původních hodnotách.**

Počet ekonomicky aktivních obyvatel

Mezi ekonomicky aktivní obyvatelstvo se řadí pracující či nepracující občané, kteří jsou vedeni na úřadech práce. Obě dvě skupiny lidí musí splňovat podmínku stáří minimálně 15 let. Do ekonomicky aktivních lidí se nepočítají děti do 15 let, nepracující důchodci, nepracující studenti, kteří se soustavně připravují na budoucí zaměstnání, matky na mateřské a rodičovské dovolené, invalidní důchodci a nezaměstnaní, kteří nesplňují podmínky, aby byli zařazeni do evidence nezaměstnaných (týká se to většinou lidí žijících na ulici) (ČSÚ, 2020).

Obrázek 28 Ekonomicky aktivní obyvatelstvo



Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

Z obrázku č. 28 lze vyčíst, že počet ekonomicky aktivních obyvatel má rostoucí charakter/ tendenci. Tempo růstu je velmi pozvolné. S rostoucím počtem ekonomicky aktivních obyvatel roste i poptávka po nemovitostech, což následně vede k nárůstu cen nemovitostí.

Stacionarita proměnné

Pro testování stacionarity jsou použity varianty ADF testu (test bez konstanty, s konstantou a s konstantou a trendem).

Obrázek 29 Test stacionarity proměnné

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro poA_ekon_aktiv
testing down from 8 lags, criterion AIC
počet pozorování 15
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

test bez konstanty
s použitím 6 zpožděných proměnných (1-L)poA_ekon_aktiv
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,00344202
testovací statistika: tau_nc(1) = 2,85098
asymptotická p-hodnota 0,9991
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,206
zpožděné diference: F(6, 8) = 5,900 [0,0126]

test s konstantou
s použitím 8 zpožděných proměnných (1-L)poA_ekon_aktiv
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,529882
testovací statistika: tau_c(1) = 2,9844
asymptotická p-hodnota 1
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,201
zpožděné diference: F(8, 3) = 9,414 [0,0459]

s konstantou a trendem
s použitím 8 zpožděných proměnných (1-L)poA_ekon_aktiv
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,661184
testovací statistika: tau_ct(1) = -1,26528
asymptotická p-hodnota 0,8958
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,838
zpožděné diference: F(8, 2) = 17,017 [0,0567]
```

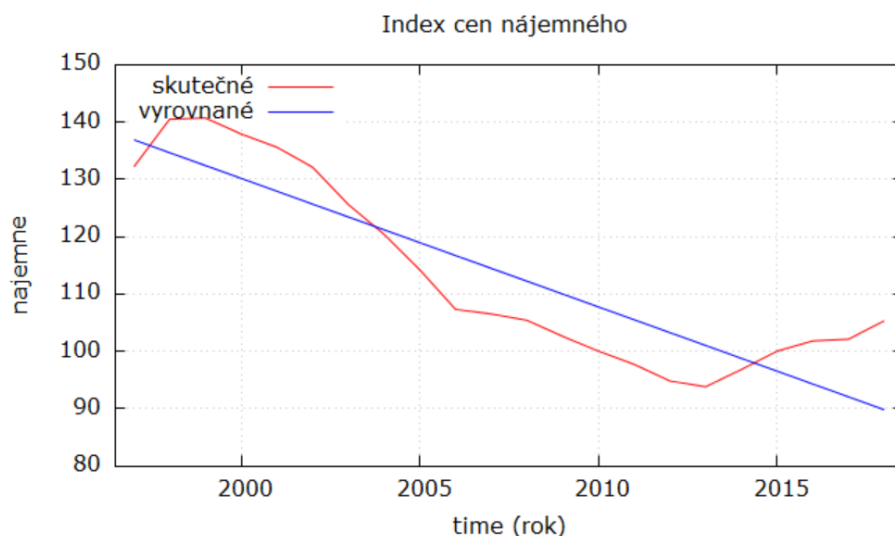
Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

P-hodnota u všech tří ADF testů je větší než hladina významnosti 0,05, což značí nepřítomnost stacionarity. **Časová řada není stacionární v původních hodnotách.**

Index cen nájemného

Index cen nájemného je součástí indexu spotřebitelských cen ve 4. oddíle: Bydlení, voda, energie a paliva podle klasifikace ECOICOP (evropská klasifikace individuální spotřeby podle účelu). Index vydává ČSÚ a vypočítává ho z formulářů přibližně 700 reprezentantů, kteří si zapisují jednotlivé výdajové položky (ČSÚ, 2020).

Obrázek 30 Index cen nájemného



Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

Z obrázku č. 30 je patrné, že index cen nájemného má klesající charakter/ tendenci. Ceny nájemného klesaly až do roku 2013. Po tomto roce mají ceny nájemného rostoucí trend. Rostoucí cena nájemného může vyvolat vyšší poptávku po vlastním bydlení. Dojde ke zvýšení poptávky po nemovitostech, a to povede k růstu cen. Růst nájemného může mít za následek menší úspory domácností/jedinců a znemožnění nákupu vlastního bydlení. V tomto případě by ceny nemovitostí měly stagnovat.

Stacionarita proměnné

Pro testování stacionarity jsou použity varianty ADF testu (test bez konstanty, s konstantou a s konstantou a trendem).

Obrázek 31 Test stacionarity proměnné

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro nejmenše
testing down from 8 lags, criterion AIC
počet pozorování 13
nulová hypotéza jednotkového koefienu: a = 1

test bez konstanty
s použitím 8 zpožděných proměnných (1-L)najemne
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,0264896
testovací statistika: tau_nc(1) = 1,80882
asymptotická p-hodnota 0,9835
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,636
zpožděné diference: F(8, 4) = 2,430 [0,2039]

test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)najemne
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,0931942
testovací statistika: tau_c(1) = -3,57003
asymptotická p-hodnota 0,006391
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,020

s konstantou a trendem
s použitím 8 zpožděných proměnných (1-L)najemne
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,328423
testovací statistika: tau_ct(1) = 2,34488
asymptotická p-hodnota 1
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,531
zpožděné diference: F(8, 2) = 7,177 [0,1280]
```

Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

Ve dvou ze tří případů ADF testů (bez konstanty a s konstantou a trendem) je p-hodnota větší jak hladina významnosti 0,05, což značí nepřítomnost stacionarity.

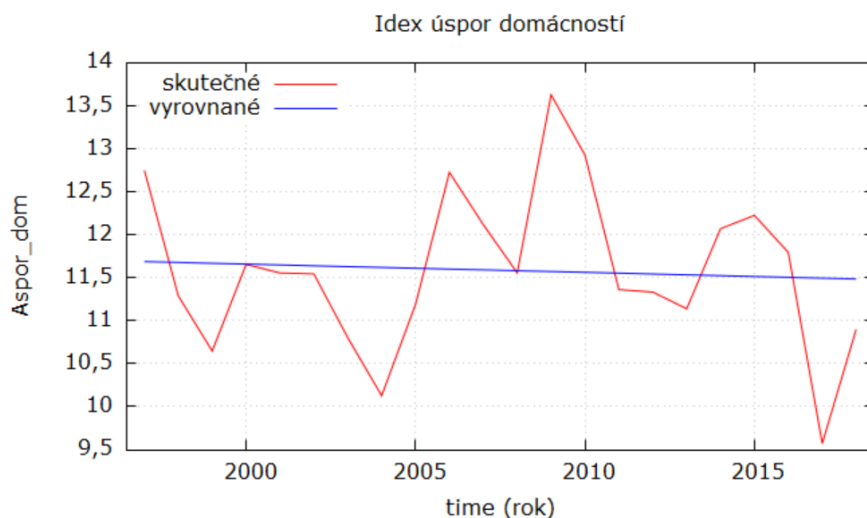
Časová řada není stacionární v původních hodnotách.

Průměrné úspory domácností

Index cen úspor nám určuje míru úspor domácností v závislosti na jejich příjmech. Index úspor je v čase značně proměnlivý. Z obrázku 32 níže je patrné, že v období do roku 2004 a v období od 2009 do 2017 se úspory domácností snižovaly a v období od roku 2004 do 2009 se naopak míra růstu úspor zvětšuje.

Pokles úspor domácností může být zapříčiněn důvěrou obyvatel ve stále prosperující, rostoucí ekonomiku. Obyvatelé utrácejí rychleji, než roste jejich příjem a nemají takové tendence tvořit si finanční zásoby na období poklesu ekonomiky a období recese.

Obrázek 32 Úspory domácností



Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

Stacionarita proměnné

Pro testování stacionarity jsou použity varianty ADF testu (test bez konstanty, s konstantou a s konstantou a trendem).

Obrázek 33 Test stacionarity proměnné

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro Aspor_dom
testing down from 8 lags, criterion AIC
počet pozorování 19
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

test bez konstanty
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)Aspor_dom
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,00421454
testovací statistika: tau_nc(1) = -0,220046
asymptotická p-hodnota 0,6072
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,089
zpožděné diference: F(2, 16) = 3,299 [0,0631]

test s konstantou
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)Aspor_dom
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,969737
testovací statistika: tau_c(1) = -3,4821
asymptotická p-hodnota 0,008486
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,058

s konstantou a trendem
s použitím 0 zpožděných proměnných (1-L)Aspor_dom
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,689049
testovací statistika: tau_ct(1) = -3,17043
p-hodnota 0,1169
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,153
```

Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

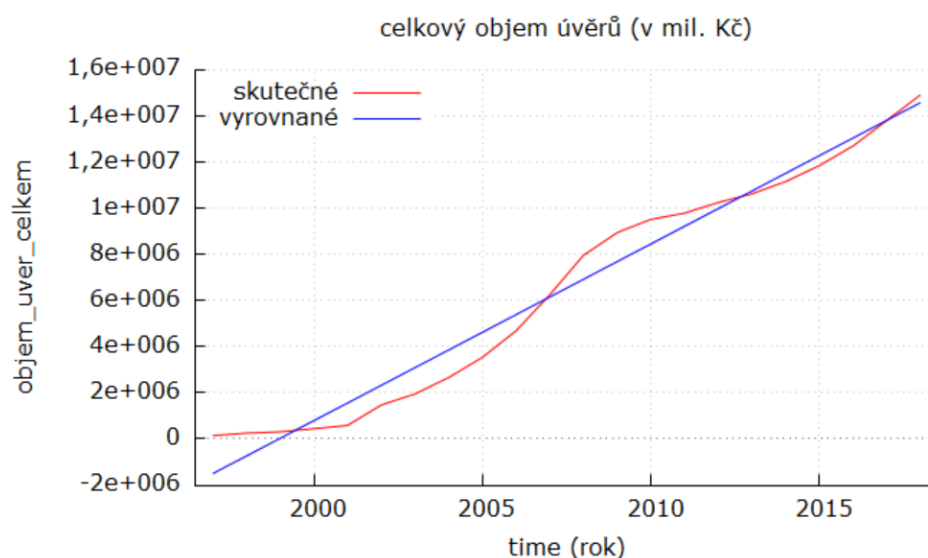
Ve dvou ze tří případů ADF testů (bez konstanty a s konstantou a trendem) je p-hodnota větší jak hladina významnosti 0,05, což značí nepřítomnost stacionarity.

Časová řada není stacionární v původních hodnotách.

Celkový objem úvěrů

Objemy jednotlivých druhů úvěrů zaznamenává ČNB ve své databázi. Jelikož před rokem 2002 nejsou blíže specifikovány jednotlivé druhy úvěrů, tak jsou v práci použity celkové objemy všech evidovaných úvěrů. Do celkového objemu úvěrů se započítávají hypoteční úvěry, úvěry ze stavebního spoření, překlenovací úvěry ze stavebního spoření a také spotřebitelské úvěry.

Obrázek 34 Objemy úvěrů



Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

Z obrázku č. 34 lze vyčíst, že celkový objem úvěrů má v čase rostoucí trend. Růst objemů úvěrů způsobuje zvyšující se poptávka a zároveň také rostoucí výše jednotlivých úvěrů.

Stacionarita proměnné

Pro testování stacionarity jsou použity varianty ADF testu (test bez konstanty, s konstantou a s konstantou a trendem).

Obrázek 35 Test stacionarity proměnné

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro objem_uver_celkem
testing down from 8 lags, criterion AIC
počet pozorování 19
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

test bez konstanty
s použitím 2 zpožděných proměnných (1-L)objem_uver_celkem
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): 0,0138598
testovací statistika: tau_nc(1) = 0,837645
asymptotická p-hodnota 0,8917
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,041
zpožděné diference: F(2, 16) = 17,424 [0,0001]

test s konstantou
s použitím 7 zpožděných proměnných (1-L)objem_uver_celkem
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,00503845
testovací statistika: tau_c(1) = -0,21049
asymptotická p-hodnota 0,9348
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,123
zpožděné diference: F(7, 5) = 4,464 [0,0594]

s konstantou a trendem
s použitím 8 zpožděných proměnných (1-L)objem_uver_celkem
model: (1-L)y = b0 + b1*t + (a-1)*y(-1) + ... + e
odhadovaná hodnota (a - 1): -3,1011
testovací statistika: tau_ct(1) = -3,15306
asymptotická p-hodnota 0,09412
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,810
zpožděné diference: F(8, 2) = 10,784 [0,0876]
```

Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

P-hodnota u všech tří ADF testů je větší než hladina významnosti 0,05, což značí nepřítomnost stacionarity. **Časová řada není stacionární v původních hodnotách.**

4.2. Ekonomický model

4.2.1. Teoretická východiska

Jednorovnicovým modelem zkoumáme vývoj indexu cen nemovitostí v ČR v období od roku 1998 do roku 2018.

Endogenní proměnnou v modelu je index cen nemovitostí v ČR přepočtený na 1 m² s přihlédnutím na opotřebením nemovitosti v indexech (rok 2010 = 100 %).

Exogenními proměnnými v modelu jsou počet vydaných stavebních povolení, obecná míra nezaměstnanosti, index cen stavebních prací, obecná míra inflace, nominální mzdy, počet dokončených nemovitostí, počet ekonomicky aktivních obyvatel, index cen nájemného, index úspory domácností a celkový objem úvěrů.

4.2.2. Předpoklady ekonomického modelu

- Růst počtu vydaných stavebních povolení povede se zpožděním ke zvýšení nabídky nemovitostí, a to povede ke snížení cen nemovitostí.
- Zvýšení míry nezaměstnanosti povede ke snížení poptávky po nemovitostech. Snížená poptávka vyvolá snížení cen nemovitostí.
- Růst indexu cen stavebních prací zvyšuje náklady na stavbu. Vyšší náklady se projeví ve výsledné ceně nemovitostí zvýšením ceny nemovitostí.
- Růst nominálních mezd zvyšuje náklady na stavbu nemovitostí, což vede ke zvýšení finálních cen nemovitostí. Růst mezd zvyšuje disponibilní důchody jedinců/rodin. Vyšší disponibilní důchody vedou ke zvyšování poptávky po vlastním bydlení. Zvyšující se poptávka vyvolá zvýšení cen nemovitostí.
- Růst počtu dokončených nemovitostí vede ke zvyšování nabídky nemovitostí, a to povede ke snížení cen nemovitostí.
- Zvyšování počtu ekonomicky aktivních obyvatel vede ke zvyšování poptávky po nemovitostech, což povede ke zvyšování cen nemovitostí.
- Růst cen nájemného snižuje disponibilní důchod pro pořízení nemovitosti, a to vede ke snižování poptávky po nemovitostech a snížení cen nemovitostí. Růst cen nájemného může také vyvolat nespokojenost s nájemním bydlením a zvyšuje ochotu jedinců/rodin k pořízení vlastní nemovitosti. Zvýšená ochota ke změně formy bydlení vede ke zvýšení poptávky po nemovitostech, a to vede ke zvýšení cen nemovitostí.
- Zvyšující se úspory domácností umožňují rodinám/jedincům dosáhnout na požadavky komerčních bank k získání hypotečních úvěrů. Se zvyšujícími se úsporami roste poptávka po nemovitostech, a to vede ke zvyšování cen nemovitostí.
- Růst objemu úvěrů vypovídá o růstu počtu či objemu finančních prostředků zapůjčených bankami. V případě, že je růst vyvolán zvyšujícími se počty vyřízených úvěrů, tak roste poptávka po nemovitostech, což vede ke zvyšování jejich cen.

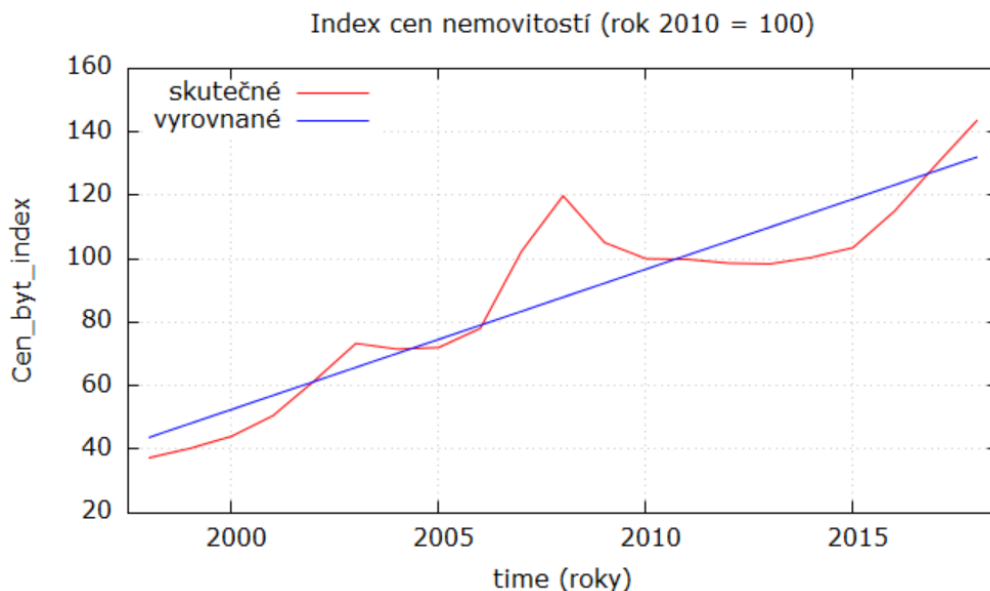
Ekonometrickým modelováním lze zjistit, které **proměnné jsou nejvíce statisticky významné** a určit pořadí jejich významnosti.

4.2.3. Formulace ekonomického modelu:

$$y_1 = f_{ce}(x_0, x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_7, x_8, x_9, x_{10})$$

Grafické znázornění endogenní proměnné:

Obrázek 36 Index cen nemovitostí



Zdroj: vlastní zpracování dat z ČSÚ pomocí programu Gretl

4.3. Odhad ekonometrického modelu

4.3.1. Zápis ekonometrického modelu:

$$Y_{1t} = \gamma_0 X_{0t} + \gamma_1 X_{1t} + \gamma_2 X_{2t} + \gamma_3 X_{3t} + \gamma_4 X_{4t} + \gamma_5 X_{5t} + \gamma_6 X_{6t} + \gamma_7 X_{7t} + \gamma_8 X_{8t} + \gamma_9 X_{9t} + \gamma_{10} X_{10t} + \gamma_{11} X_{11t} + u_{1t}$$

Deklarace proměnných

Obrázek 37 Tabulka deklarace proměnných

Proměnné:	Označení:	Jednotky:	Typ:	Zkratka:
Index cen nemovitostí	y_t	rok 2010 = 100	Vysvětlovaná	Cen_byt_index
Jednotkový vektor	x_{1t}	-	vysvětlující	const
Počet vydaných stavebních povolení	x_{2t}	ks.	vysvětlující	stav_pov_celk
Obecná míra nezaměstnanosti	x_{3t}	%	vysvětlující	mira_nezam
Index cen stavebních prací	x_{4t}	mil./Kč	vysvětlující	stav_prace_nem_budovy
Nominální mzdy	x_{5t}	tis./Kč	vysvětlující	nominal_mzdy
Počet dokončených nemovitostí	x_{6t}	ks.	vysvětlující	dokon_byty
Počet ekonomicky aktivních obyvatel	x_{7t}	tis.	vysvětlující	poA_ekon_aktiv
Index cen nájemného	x_{8t}	rok 2010 = 100	vysvětlující	najemne
Index úspory domácností	x_{9t}		vysvětlující	uspor_dom
Objem úvěrů celkem	x_{10t}	mil./Kč	vysvětlující	objem_uver_celkem
Náhodná proměnná	u_t	rok 2010 = 100	stochastická	uhat

Zdroj: vlastní zpracování

4.3.2. Výstupy odhadu modelu v SW Gretl

Obrázek 38 Odhad parametrů modelu

```

Model 9: OLS, za použití pozorování 1999-2018 (T = 20)
Závisle proměnná: ceny_nem_index

```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	424,520	342,841	1,238	0,2555
stav_pov_celk	5,05620e-05	0,000316586	0,1597	0,8776
mira_nezam	-6,93230	3,71649	-1,865	0,1044
nominal_mzdy	0,00569645	0,00435255	1,309	0,2319
poc_dok_nem	0,00111580	0,000546503	2,042	0,0805 *
poc_dok_nem_1	0,000524993	0,000434171	1,209	0,2658
poc_dok_nem_2	-0,000370027	0,000646710	-0,5722	0,5851
najemne	-0,468471	0,652462	-0,7180	0,4960
stav_prace_nem_b~	-0,000218658	0,000465947	-0,4693	0,6531
objem_uver_celkem	-1,95752e-07	3,91563e-06	-0,04999	0,9615
poA_ekon_aktiv	-0,0623917	0,0664968	-0,9383	0,3793
uspor_dom	0,0145137	2,60877	0,005563	0,9957
produktivita_pra~	-0,160354	0,209669	-0,7648	0,4694

Střední hodnota závisle proměnné	90,36500
Sm. odchylka závisle proměnné	28,12813
Součet čtverců reziduí	131,2434
Sm. chyba regrese	4,330019
Koeficient determinace	0,991269
Adjusťovaný koeficient determinace	0,976303
F(12, 7)	66,23176
P-hodnota(F)	5,14e-06
Logaritmus věrohodnosti	-47,19199
Akaikovo kritérium	120,3840
Schwarzovo kritérium	133,3285
Hannan-Quinnovo kritérium	122,9109
rho (koeficient autokorelace)	-0,021723
Durbin-Watsonova statistika	2,035507

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Pomine-li se konstanta, p-hodnota byla nejvyšší pro proměnnou 12 (uspor_dom)

Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

Z odhadnutého modelu je patrné, že mnoho proměnných je statisticky nevýznamných. Mají příliš vysokou p-hodnotu. Postupně budou z modelu odebrány jednotlivé proměnné s nejvyšší p-hodnotou, až v modelu zůstanou pouze statisticky významné proměnné. Nejvyšší p-hodnotu má proměnná Úspory domácností.

Obrázek 39 Odhad modelu bez proměnné Úspory domácností

```

Model 10: OLS, za použití pozorování 1999-2018 (T = 20)
Závisle proměnná: ceny_nem_index

```

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	423,400	259,615	1,631	0,1416
stav_pov_celk	4,96303e-05	0,000251308	0,1975	0,8484
mira_nezam	-6,92526	3,26853	-2,119	0,0670 *
nominal_mzdy	0,00567938	0,00288770	1,967	0,0848 *
poc_dok_nem	0,00111462	0,000471413	2,364	0,0456 **
poc_dok_nem_1	0,000525695	0,000388575	1,353	0,2131
poc_dok_nem_2	-0,000367626	0,000450565	-0,8159	0,4382
najemne	-0,466530	0,515746	-0,9046	0,3921
stav_prace_nem_b~	-0,000217794	0,000410948	-0,5300	0,6105
objem_uver_celkem	-1,92221e-07	3,61431e-06	-0,05318	0,9589
poA_ekon_aktiv	-0,0621802	0,0510246	-1,219	0,2577
produktivita_pra~	-0,159688	0,161063	-0,9915	0,3505

Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

V upraveném modelu již bez proměnné Úspory domácností se stále vyskytují statisticky nevýznamné proměnné. Postupně budou odebírány další proměnné s nejvyšší p-hodnotou až do výsledného tvaru modelu, který obsahuje pouze statisticky významné proměnné.

Obrázek 40 Odhad výsledného modelu

```

Model 18: OLS, za použití pozorování 1998-2018 (T = 21)
Závisle proměnná: ceny_nem_index

-----
                koeficient    směr. chyba    t-podíl    p-hodnota
-----
const           45,1510         15,5193         2,909      0,0098    ***
mira_nezam      -6,78530          1,43506        -4,728     0,0002    ***
nominal_mzdy    0,00255484        0,000516260    4,949     0,0001    ***
poc_dok_nem_2  0,00113678        0,000273791    4,152     0,0007    ***

Střední hodnota závisle proměnné    87,83333
Sm. odchylka závisle proměnné       29,76959
Součet čtverců reziduí               608,1901
Sm. chyba regrese                     5,981295
Koeficient determinace                0,965687
Adjustovaný koeficient determinace    0,959631
F(3, 17)                              159,4778
P-hodnota(F)                          1,20e-12
Logaritmus věrohodnosti                -65,14034
Akaikovo kritérium                     138,2807
Schwarzovo kritérium                   142,4588
Hannan-Quinnovo kritérium              139,1874
rho (koeficient autokorelace)          0,082684
Durbin-Watsonova statistika            1,653393
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

```

Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

4.3.3. Výsledek konečného odhadu:

Pomocí metody nejmenších čtverců vyšly statisticky významné pouze tyto proměnné, viz níže. Ostatní proměnné vyšly jako statisticky nevýznamné, a proto nebudou nadále zahrnovány do modelu.

Tabulka 4 Odhadnuté parametry proměnných

Jednotkový vektor	cons	45,1510
mira_nezam	γ_1	-6,78530
nominal_mzdy	γ_2	0,00255484
dokon_byty_2	γ_3	0,00113678

Zdroj: vlastní zpracování

Po odhadu parametrů musíme ověřit, zda proměnné v odhadnutém modelu nevykazují příliš vysokou multikolinearitu.

4.3.4. Testování multikolinearity

Obrázek 41 Korelační matice odhadnutého modelu

```
Korelační koeficienty, za použití pozorování 1998 - 2018
5% kritická hodnota (oboustranná) = 0,4329 pro n = 21
```

cen_y_nem_prepo~	mira_nezam	nominal_mzdy	poc_dok_nem	cen_y_nem_prepo~
1,0000	-0,8293	0,9563	0,5030	cen_y_nem_prepo~
	1,0000	-0,7839	-0,2665	mira_nezam
		1,0000	0,2949	nominal_mzdy
			1,0000	poc_dok_nem

Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

V daném modelu nebyla zjištěna přítomnost multikolinearity. Korelační koeficient mezi mírou nezaměstnanosti a hrubými nominálními mzdami je v absolutní hodnotě menší jak 0,8, což značí nepřítomnost multikolinearity.

Obrázek 42 Kolinearita

```
Faktory zvyšující rozptyl (VIF)
Minimální možná hodnota = 1.0
Hodnoty > 10.0 mohou indikovat problém kolinearit
```

mira_nezam	3,895
nominal_mzdy	5,072
poc_dok_nem_2	1,964

VIF(j) = 1/(1 - R(j)^2), kde R(j) je vícečetný korelační koeficient mezi proměnnou j a ostatními nezávisle proměnnými

Belsley-Kuh-Welsch collinearity diagnostics:

lambda	cond	--- variance proportions ---			
		const	mira_nez~	nominal_~	poc_dok_~
3,841	1,000	0,000	0,001	0,001	0,002
0,129	5,464	0,000	0,082	0,040	0,007
0,027	11,955	0,061	0,000	0,048	0,675
0,004	31,765	0,938	0,916	0,911	0,317

lambda = eigenvalues of X'X, largest to smallest
cond = condition index
note: variance proportions columns sum to 1.0

Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

Z obrázku Kolinearit lze usuzovat, že v modelu se nevyskytuje problém s kolinearitou. Hodnoty proměnných se pohybují vysoce pod hodnotou, která by naznačovala problémy kolinearit.

4.4. Verifikace konečného odhadnutého modelu

4.4.1. Ekonomická verifikace modelu

Tabulka 5 Ekonomická verifikace

Proměnná	Koeficient	Interpretace	Verifikace
Jednotkový vektor	45,151	Budou-li ostatní vlivy nulové, potom index cen nemovitostí bude kladný	Konstanta je kladná a vypovídá o kladné ceně nemovitostí při nulových ostatních vlivech
Obecná míra nezaměstnanosti	-6,7853	Pokud se obecná míra nezaměstnanosti zvýší o 1 p. b., tak se index cen nemovitostí sníží o 6,78530 p. b. ceteris paribus.	Výsledek je v souladu s výše uvedenými předpoklady
Hrubé nominální mzdy	0,00255484	Pokud se hrubé nominální mzdy zvýší o 1 tis. Kč, tak se index cen nemovitostí zvýší o 0,00255484 p. b. ceteris paribus.	Výsledek je v souladu s výše uvedenými předpoklady
Celkový počet dokončených bytů	0,00113678	Pokud se celkový počet dokončených bytů zvýší o 1 kus, tak se index cen nemovitostí zvýší o 0,00113678 p. b. ceteris paribus.	Výsledek je v souladu s výše uvedenými předpoklady

Zdroj: Vlastní zpracování

Parametry byly ekonomicky verifikovány. Parametr u proměnné Celkový počet dokončených bytů má velmi malou kladnou hodnotu z důvodu dlouhodobě nízké nabídky nemovitostí. Poptávka po nemovitostech značně převyšuje jejich nabídku. Trh s nemovitostmi není dostatečně saturován novými byty, proto ceny stoupají i se zvyšující nabídkou.

4.4.2. Statistická verifikace modelu

Obrázek 43 Tabulka statistické verifikace

RSS	608,1901	TSS	12383,67
Su2 (korig.)	35,77588988	Sy2 (korig.)	886,2285
směrodatná odchylka reziduí	5,981295	směrodatná odchylka závislé proměnné	29,76959
R2	0,9596		
p-hodnota F-testu	1,20E-12		

Zdroj: Vlastní zpracování

R^2 je vícenásobný koeficient determinace. Podle jeho hodnoty lze říci, že změny indexu cen nemovitostí jsou vysvětleny z 95,96 % změnami vysvětlujících proměnných. P-hodnota F-testu $1,20e^{-12}$ je menší než hladina významnosti 0,05. Model je významný jako celek.

4.4.3. Ekonometrická verifikace modelu

Test autokorelace residuí

P-hodnota Breusch-Godfreyova test je vyšší než hladina významnosti alfa, 0,05, proto nelze zamítnout nulovou hypotézu o nepřítomnosti autokorelace reziduí. V modelu není přítomna autokorelace reziduí (viz příloha č. 1).

Test heteroskedasticity

P-hodnota Whiteova testu je vyšší než hladina významnosti alfa, 0,05, a proto nelze zamítnout nulovou hypotézu o nepřítomnosti heteroskedasticity. V modelu se nevyskytuje heteroskedasticita (viz příloha č. 2).

Test normality reziduí

Výsledná p-hodnota je vyšší než hladina významnosti alfa, 0,05, a proto nelze zamítnout nulovou hypotézu o normálním rozdělení reziduí (viz. Příloha č. 3 a 4).

4.5. Strukturální analýza

Pro relativní porovnání vlivu jednotlivých vysvětlujících proměnných byly výsledné strukturální parametry přepočítány do podoby koeficientů pružností. Tento koeficient umožňuje určit relativní sílu působení vysvětlující proměnné na vysvětlovanou.

Průměrné pružnosti:

Tabulka 6 Průměrné pružnosti

Proměnná	mira_nezam	nominal_mzda	poc_dok_nem
Parametr	-6,7853	0,002555	0,001137
Průměr	6,433333	21259,43	28167,14
Pružnost v %	-0,612079	0,63625	0,389378

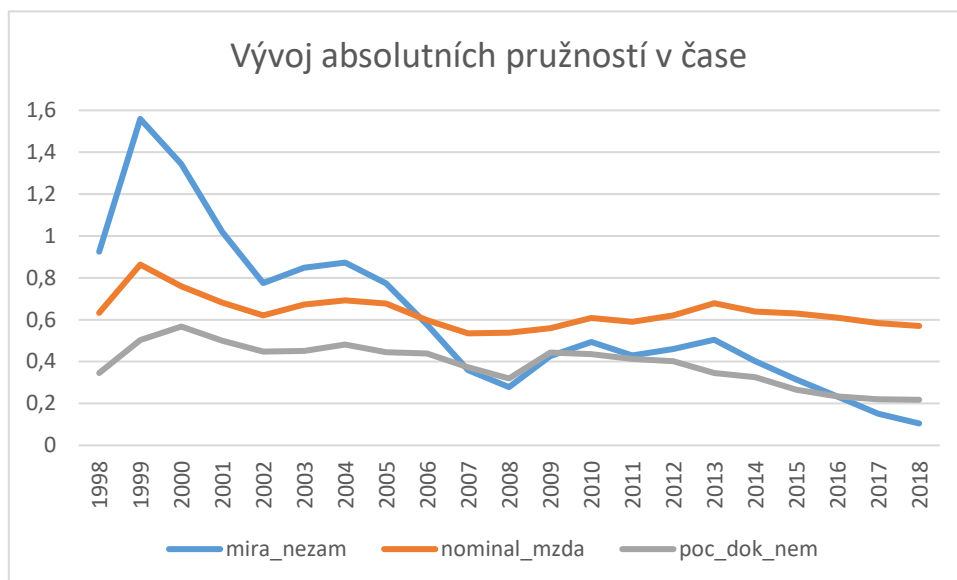
Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

Na základě výsledných hodnot koeficientů průměrných pružností lze říci, že jsou všechny reakce necitlivé/ nepružné. Koeficient pružnosti je v absolutní hodnotě menší jedné.

Největší vliv na ceny nemovitostí má nominální mzda (Pokud se hrubé nominální mzdy zvýší o 0,636 %, tak se index cen nemovitostí zvýší o 1 %.). Avšak z následujícího

grafu, který zachycuje pružnosti v jednotlivých obdobích, je možné si všimnout, že tomu tak vždycky nebylo. Graf níže zachycuje pružnosti pro jednotlivé roky v absolutních hodnotách.

Obrázek 44 Vývoj absolutních pružností v čase



Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

Vliv míry nezaměstnanosti na ceny nemovitostí byl v minulosti nejsilnější, postupem času se síla vlivu začala ztrácet až do současné doby. V současnosti je tento vliv nejslabší. Vliv nominální mzdy by se dal považovat za konstantní, pouze s mírnými výkyvy. U vlivu počtu dokončených bytů před dvěma lety lze rovněž pozorovat oslabování, avšak ne tak velké jako u míry nezaměstnanosti. Z grafu lze rovněž vypořadovat zajímavost, že v dobách prudkého růstu cen nemovitostí (při krizi 2007 – 2008 a v nedávném období 2017 – 2018) ztrácejí vlivy těchto proměnných na síle. To by mohlo značit, že do vývoje indexu cen nemovitostí zasahuje další neznámý vnější vliv, který model nezachycuje. S trochou nadsázky lze říci, že tento jev by mohl být indikátorem „nafouknuté bubliny“ na trhu nemovitostí.

4.6. Ex-post prognózování

4.6.1. Ex-post prognóza modelu

Ex-post prognózy slouží k ověřování prognostických vlastností modelu. Pokud model dobře odhaduje již známé hodnoty proměnné, dá se očekávat, že bude také dobře odhadovat budoucí hodnoty proměnné.

Interval spolehlivosti se vypočítává z odhadnutého zkráceného ekonometrického modelu, v našem případě o tři období, tudíž pouze do roku 2015. Následně se provádí odhady prognóz pro jednotlivá období 2016, 2017, 2018 tak, že se do zkráceného modelu dosadí hodnoty proměnných v zatajovaných obdobích.

Obrázek 45 Ex-post modelu

```

Model 2: OLS, za použití pozorování 1998-2015 (T = 18)
Závisle proměnná: ceny_nem_index

-----
                koeficient    směr. chyba    t-podíl    p-hodnota
-----
const           44,8144         17,9400         2,498      0,0256    **
mira_nezam      -6,73576         1,72422        -3,907     0,0016    ***
nominal_mzdy    0,00256993       0,000611152    4,205     0,0009    ***
poc_dok_nem_2  0,00112654       0,000344965    3,266     0,0056    ***

Střední hodnota závisle proměnné    80,90000
Sm. odchylka závisle proměnné       25,73133
Součet čtverců reziduí               605,7325
Sm. chyba regrese                     6,577736
Koeficient determinace                0,946184
Adjustovaný koeficient determinace    0,934653
F(3, 14)                              82,04932
P-hodnota(F)                          4,01e-09
Logaritmus věrohodnosti                -57,18549
Akaiikovo kritérium                    122,3710
Schwarzovo kritérium                   125,9325
Hannan-Quinnovo kritérium              122,8621
rho (koeficient autokorelace)          0,081683
Durbin-Watsonova statistika            1,628723
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Whiteův test heteroskedasticity -
Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita
Testovací statistika: LM = 11,5465
s p-hodnotou = P(Chi-kvadrát(9) > 11,5465) = 0,240099

Test normality reziduí -
Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené
Testovací statistika: Chi-kvadrát(2) = 1,369
s p-hodnotou = 0,504342

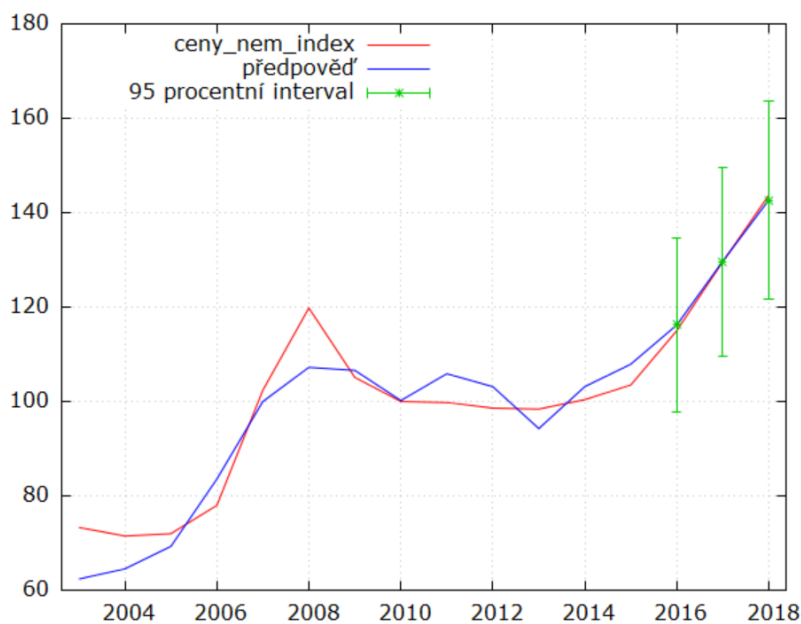
LM test pro autokorelaci až do řádu 1 -
Nulová hypotéza: žádná autokorelace
Testovací statistika: LMF = 0,104197
s p-hodnotou = P(F(1, 14) > 0,104197) = 0,751621

```

Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

Zkrácením časové řady se změnila výše jednotlivých odhadnutých parametrů, směry parametrů zůstávají nadále stejné. Zkrácením došlo k velmi malému zhoršení statistických vlastností modelu. Test heteroskedasticity, autokorelace reziduí a normality reziduí dosahuje vyšší p-hodnoty.

Obrázek 46 Graf intervalu spolehlivosti modelu



Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

Obrázek 47 Interval spolehlivosti modelu

Pro 95% konfidenční intervaly, $t(14, 0,025) = 2,145$

	ceny_nem_index	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval	
2003	73,3	62,4			
2004	71,5	64,5			
2005	72,0	69,3			
2006	78,0	83,6			
2007	102,4	100,0			
2008	119,8	107,2			
2009	105,1	106,6			
2010	100,0	100,2			
2011	99,8	105,9			
2012	98,6	103,1			
2013	98,4	94,3			
2014	100,4	103,1			
2015	103,5	107,9			
2016	115,0	116,2	8,63	97,7 -	134,7
2017	129,6	129,7	9,33	109,7 -	149,7
2018	143,7	142,7	9,84	121,6 -	163,8

Statistiky vyhodnocující předpověď

Střední chyba	-0,10014
Odmocnina střední kvadratické chyby	0,91779
Střední absolutní chyba	0,78442
Střední procentuální chyba	-0,14262
Střední absolutní procentuální chyba	0,61881
Theilovo U	0,04777
Zastoupení vychýlení, UM	0,011905
Zastoupení regrese, UR	0,9874
Zastoupení disturbancí, UD	0,00069866

Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

Pro rok 2016 činí předpověď hodnoty endogenní proměnné 116,2. Pro rok 2017 činí předpověď hodnoty endogenní proměnné 129,7 a pro rok 2018 činí předpověď endogenní proměnné 142,7. Oproti původním, reálným datům jsou předpovědi téměř totožné.

Interval spolehlivosti nám udává, v jakém rozmezí se bude proměnná nacházet v daném období s pravděpodobností 95 %. Interval spolehlivosti pro endogenní proměnnou, index cen nemovitostí, se pohybuje v letech:

- Rok 2016, interval spolehlivosti od 97,7 – 134,7
- Rok 2017, interval spolehlivosti od 109,7 – 149,7
- Rok 2018, interval spolehlivosti od 121,6 – 163,8

Průměrná střední absolutní procentuální chyba činí 0,62 %, výsledek je velice příznivý.

4.7. Ex-ante prognózování

4.7.1. Předpověď ex-ante

Teoretické hodnoty prognóz exogenních/ vysvětlujících proměnných budou prognózované na 3 období. Pro stanovení ex ante prognózy je potřeba do modelu dosadit prognózované hodnoty vysvětlujících proměnných. Z jednodušších možností se nabízí extrapolace pomocí trendových funkcí. Ovšem z kapitoly 4.1 lze usoudit, že v případě zbylých vysvětlujících proměnných v modelu, trendové funkce ne příliš dobře zachycují vývoj těchto časových řad. Proto bude uvažována možnost použít autoregresní funkce pro prognózování těchto vysvětlujících proměnných. Autoregresní modelování zkoumá závislost proměnné na sobě samé pro různé úrovně zpoždění dané proměnné. Použití autoregresních modelů je ovšem podmíněno stacionaritou časových řad. V dřívější kapitole bylo zjištěno, že časové řady obecné míry nezaměstnanosti, průměrných nominálních mezd a počtu dokončených nemovitostí nejsou v úrovních stacionární, proto byly časové řady převedeny do podoby postupných diferencí a následně byly znovu testovány na stacionaritu pomocí Dickey-Fullerova testu. Pokud se nepodaří najít statisticky významnou autoregresní funkci, bude volba mezi trendovou funkcí a autoregresní funkcí provedena na základě ex-post prognózy vysvětlujících proměnných – konkrétně pomocí průměrné absolutní chyby prognózy.

4.7.2. Testy stacionarity vysvětlujících proměnných výsledného modelu:

Obrázek 48 Test stacionarity diferencované proměnné Obecná míra nezaměstnanosti

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro d_mira_nezam
s použitím jedné zpožděné proměnné (1-L)d_mira_nezam (max was 7)
počet pozorování 19
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

test bez konstanty
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + ... + e
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: 0,102
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,921958
testovací statistika: tau_nc(1) = -4,30405
asymptotická p-hodnota 1,795e-005
```

Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

Obrázek 49 Test stacionarity diferencované proměnné Nominální mzdy

```
Rozšířený Dickey-Fullerův test pro d_nominal_mzd
s použitím 7 zpožděných proměnných (1-L)d_nominal_mzd (max was 7)
počet pozorování 14
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

test s konstantou
model: (1-L)y = b0 + (a-1)*y(-1) + ... + e
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,042
zpožděné diference: F(7, 5) = 1,798 [0,2684]
odhadovaná hodnota (a - 1): -3,4639
testovací statistika: tau_c(1) = -3,28331
asymptotická p-hodnota 0,01568
```

Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

Obrázek 50 Test stacionarity diferencované proměnné Počet dokončených nemovitostí

```
Dickey-Fullerův test pro d_poc_dok_nem
počet pozorování 28
nulová hypotéza jednotkového kořenu: a = 1

test bez konstanty
model: (1-L)y = (a-1)*y(-1) + e
autokorelační koeficient 1. řádu pro e: -0,085
odhadovaná hodnota (a - 1): -0,745985
testovací statistika: tau_nc(1) = -4,28808
p-hodnota 0,0001183
```

Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

U všech tří testů byly p-hodnoty menší než hladiny významnosti 0,05, což svědčí o stacionaritě časových řad v prvních diferencích, a proto bylo dále možno přistoupit na stanovení prognóz vysvětlujících proměnných pomocí autoregresních modelů.

Volba délky zpoždění u autoregresních modelů vychází ze softwarového nastavení programu Gretl. Jako výchozí délka zpoždění bylo zvoleno 5 období a následně byla zvolena již dříve použitá metoda postupného vylučování statisticky nevýznamných proměnných.

4.7.3. Autoregresní model pro míru nezaměstnanosti

Obrázek 51 Autoregresní model pro míru nezaměstnanosti

```

Model 10: OLS, za použití pozorování 2000-2018 (T = 19)
Závisle proměnná: d_mira_nezam

```

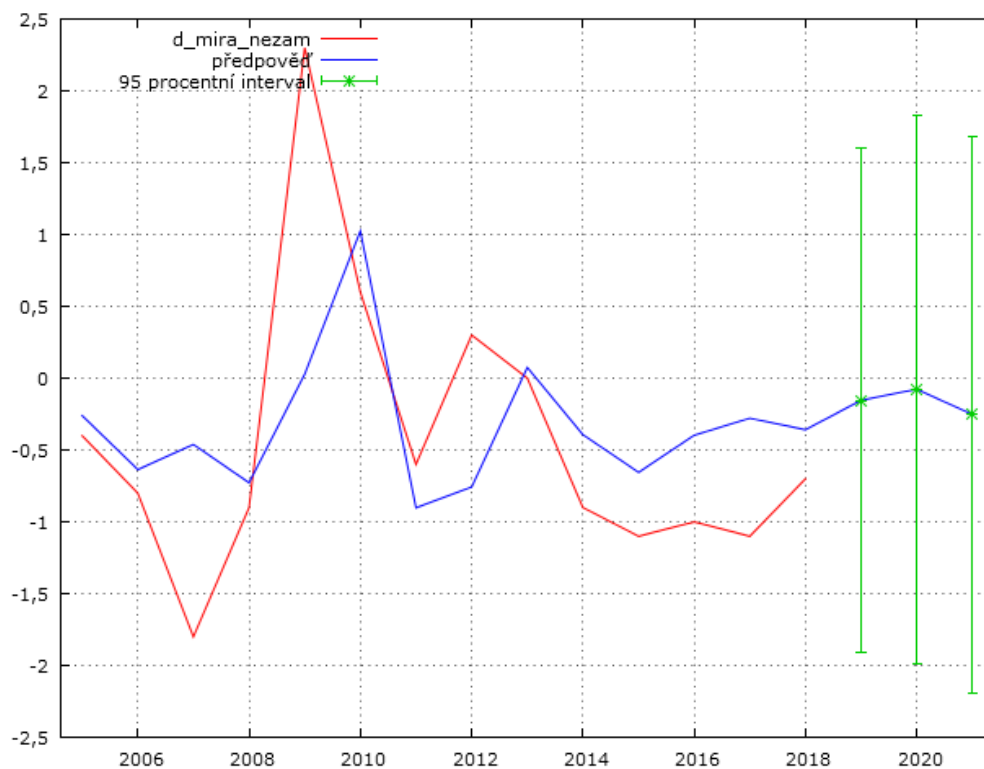
	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	-0,278913	0,193513	-1,441	0,1688
d_mira_neza_1	0,417954	0,199550	2,094	0,0525 *
d_mira_neza_2	-0,379975	0,189320	-2,007	0,0619 *

Střední hodnota závisle proměnné	-0,342105
Sm. odchylka závisle proměnné	0,915494
Součet čtverců reziduí	11,00702
Sm. chyba regrese	0,829421
Koeficient determinace	0,270397
Adjustovaný koeficient determinace	0,179196
F(2, 16)	2,964865
P-hodnota(F)	0,080296
Logaritmus věrohodnosti	-21,77373
Akaikovo kritérium	49,54746
Schwarzovo kritérium	52,38078
Hannan-Quinnovo kritérium	50,02697
rho (koeficient autokorelace)	0,048893
Durbinovo h	0,389768

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

Obrázek 52 Predikce teoretických hodnot změn míry nezaměstnanosti



Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

Obrázek 53 Interval spolehlivosti predikce

Pro 95% konfidenční intervaly, $t(16, 0,025) = 2,120$				
Pozorování	d_mira_nezam	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval
2019	-0,153508	0,829421	-1,91180	- 1,60479
2020	-0,0770899	0,898950	-1,98278	- 1,82860
2021	-0,252804	0,914934	-2,19238	- 1,68677

Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

Jelikož autoregresní funkce není statisticky významná, budou její prognózované hodnoty porovnány s prognózovanými hodnotami lineární trendové funkce:

Tabulka 7 Porovnání chybovosti prognóz

Období	Skutečné hodnoty	Trend. Fce	Autoreg. Fce	u1 - trend	u2 - autoreg.
2016	4	6,1	4,9	2,1	0,9
2017	2,9	6	5,2	3,1	2,3
2018	2,2	5,9	5,2	3,7	3
Průměr				2,966667	2,066667

Zdroj: vlastní zpracování

Autoregresní funkce má menší chybovost prognózy, a proto tyto hodnoty budou použity při ex-ante prognóze endogenní proměnné modelu.

4.7.4. Autoregresní model pro hrubé mzdy

Obrázek 54 Autoregresní model pro hrubé mzdy

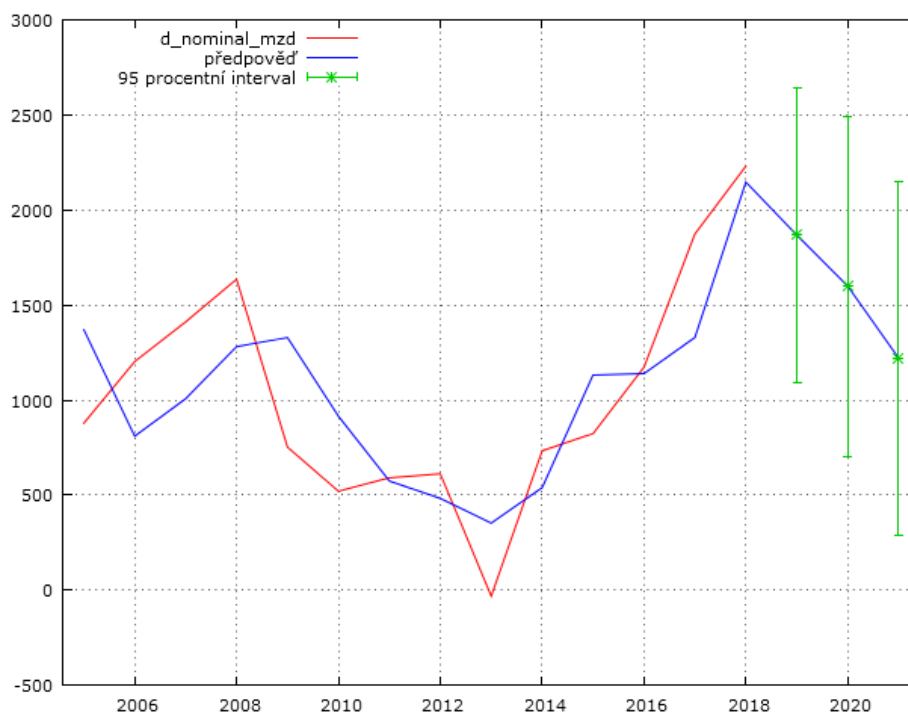
```

Model 15: OLS, za použití pozorování 2002-2018 (T = 17)
Závisle proměnná: d_nominal_mzd
-----
                koeficient    směr. chyba    t-podíl    p-hodnota
-----
const           1035,67         367,440        2,819      0,0137    **
d_nominal_m_1    0,582011         0,216602       2,687      0,0177    **
d_nominal_m_5   -0,635921        0,246158      -2,583      0,0217    **

Střední hodnota závisle proměnné    1028,824
Sm. odchylka závisle proměnné       543,6701
Součet čtverců reziduí                1816867
Sm. chyba regrese                      360,2447
Koeficient determinace                 0,615822
Adjustovaný koeficient determinace     0,560940
F(2, 14)                               11,22073
P-hodnota(F)                           0,001235
Logaritmus věrohodnosti                -122,5469
Akaikovo kritérium                     251,0939
Schwarzovo kritérium                   253,5935
Hannan-Quinnovo kritérium              251,3424
rho (koeficient autokorelace)          -0,045189
Durbinovo h                             -0,361987
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu
    
```

Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

Obrázek 55 Predikce teoretických hodnot hrubé mzdy



Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

Obrázek 56 Interval spolehlivosti predikce

Pro 95% konfidenční intervaly, $t(14, 0,025) = 2,145$				
Pozorování	d_nominal_mzd	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval
2019	1867,42	360,245	1094,77	- 2640,07
2020	1599,16	416,817	705,179	- 2493,15
2021	1220,46	434,312	288,954	- 2151,97

Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

V případě změn průměrné hrubé nominální mzdy zůstala statisticky významná zpoždění s délkou jednoho a 5 období. Tudiž není třeba porovnávat s prognózou trendové funkce.

4.7.5. Autoregresní model pro počty dokončených bytů

Obrázek 57 Autoregresní model pro počty dokončených bytů

```

Model 22: OLS, za použití pozorování 1992-2018 (T = 27)
Závisle proměnná: d_poc_dok_nem

```

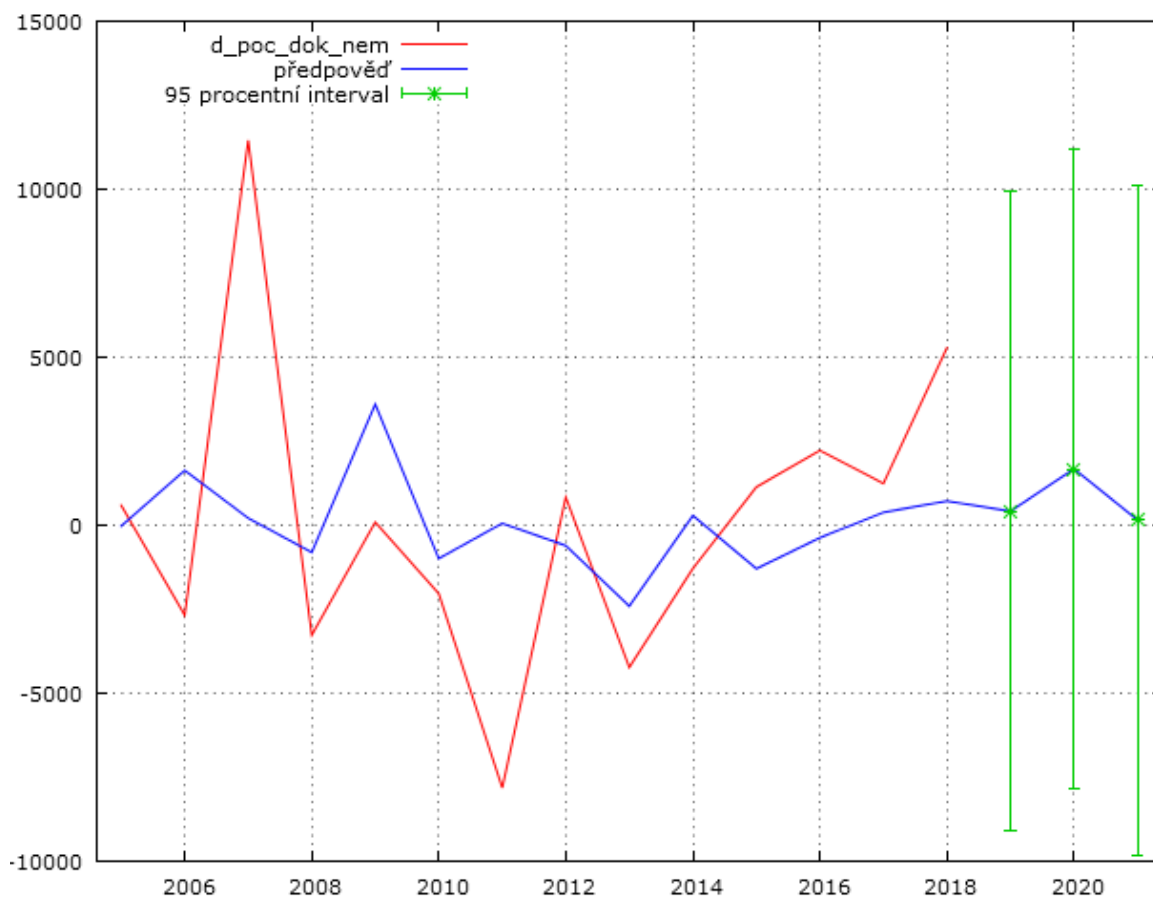
	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota
const	29,2466	909,528	0,03216	0,9746
d_poc_dok_n_2	0,312013	0,179824	1,735	0,0950 *

Střední hodnota závisle proměnné	-291,4444
Sm. odchylka závisle proměnné	4803,025
Součet čtverců rezidui	5,35e+08
Sm. chyba regrese	4627,437
Koeficient determinace	0,107480
Adjustovaný koeficient determinace	0,071779
F(1, 25)	3,010580
P-hodnota(F)	0,095036
Logaritmus věrohodnosti	-265,1458
Akaikovo kritérium	534,2917
Schwarzovo kritérium	536,8834
Hannan-Quinnovo kritérium	535,0623
rho (koeficient autokorelace)	0,120877
Durbin-Watsonova statistika	1,720738

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

Obrázek 58 Predikce teoretických hodnot počtu dokončených bytů



Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

Obrázek 59 Interval spolehlivosti predikce

Pro 95% konfidenční intervaly, $t(25, 0,025) = 2,060$				
Pozorování d_poc_dok_nem	predpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval	
2019	418,326	4627,44	-9112,06 -	9948,71
2020	1676,98	4627,44	-7853,40 -	11207,4
2021	159,770	4847,45	-9823,74 -	10143,3

Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

Jelikož autoregresní funkce není statisticky významná, budou její prognózované hodnoty porovnány s prognózovanými hodnotami lineární trendové funkce:

Tabulka 8 Porovnání chybovosti prognóz

Období	Skutečné hodnoty	Trend. Fce	Autoreg. Fce	u1	u2
2016	27322	27702,53	24390,7	380,53	2931,3
2017	28569	27552,61	24376,34	1016,39	4192,66
2018	33850	27402,68	23836,97	6447,32	10013,03
			Průměr	2614,747	5712,33

Zdroj: vlastní zpracování

V případě prognózy pomocí lineární trendové funkce bylo dosaženo menší chybovosti, proto do modelu budou dosazeny prognózy pomocí lineární trendové funkce.

4.7.6. Ex-ante prognóza

Jelikož ve výsledném ekonometrickém modelu jsou použity hodnoty proměnných v úrovních a prognózy vysvětlujících proměnných v diferencích, bylo nejdříve zapotřebí prognózované hodnoty pomocí AR modelů převést zpět na úrovně.

Tabulka 9 Prognózované změny a úrovně hodnot vysvětlujících proměnných

Hodnoty vysvětlujících proměnných v roce 2018

Rok	mira_nezam	nominal_mzda	poc_dok_nem
2018	2,2	31 868	33 850

Prognózované změny hodnot vysvětlujících proměnných

2019	-0,15351	1 867,42	-104,341
2020	-0,07709	1 599,16	-104,341
2021	-0,2528	1 220,46	-104,341

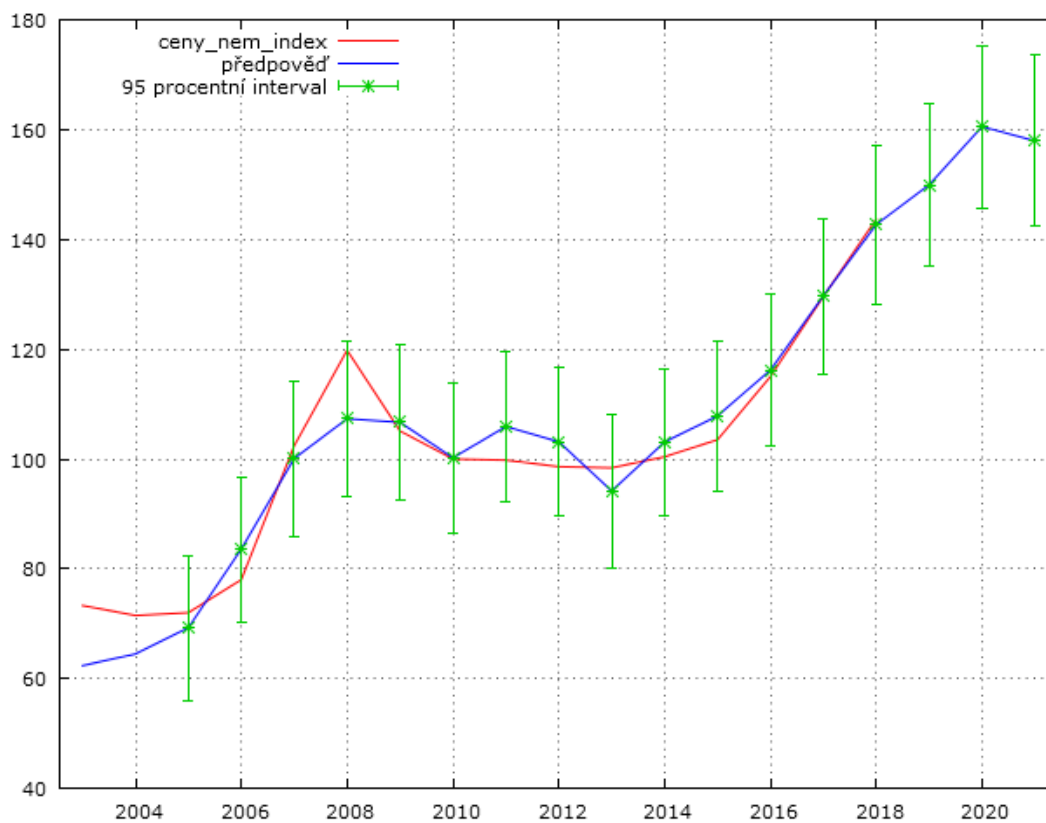
Prognózované úrovně hodnot vysvětlujících proměnných

2019	2,046492	33 735,42	27552,61
2020	1,969402	35 334,58	27402,68
2021	1,716598	36 555,04	27298,34

Zdroj: vlastní zpracování

Po převedení prognózovaných změn na úrovně bylo možné tyto hodnoty dosadit do výsledného modelu, a tím získat prognózu endogenní proměnné Indexu cen nemovitostí.

Obrázek 60 Prognóza modelu (2019–2021)



Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

Obrázek 61 Interval spolehlivosti predikce (2019–2021)

Pro 95% konfidenční intervaly, $t(17, 0,025) = 2,110$

Pozorování	ceny_nem_index	předpověď	směr. chyba	95% konfidenční interval
2019	149,930	6,96830	135,229 -	164,632
2020	160,542	7,01804	145,736 -	175,349
2021	157,928	7,37442	142,369 -	173,487

Zdroj: vlastní zpracování pomocí programu Gretl

Z grafu lze vyčíst, že index cen nemovitostí bude nadále růst do roku 2021.

- Pro rok 2019 činí hodnota proměnné 149,93.
- Pro rok 2020 činí hodnota proměnné 160,54.
- Pro rok 2021 činí hodnota proměnné 157,93.

Interval spolehlivosti pro předpověď indexu cen nemovitostí s pravděpodobností 95 %:

- Rok 2019, interval spolehlivosti od 135,23 – 164,63
- Rok 2020, interval spolehlivosti od 145,74 – 175,35
- Rok 2021, interval spolehlivosti od 142,37 – 173,49.

5. Diskuze

Pro diskuzi k diplomové práci jsem zvolil nejdůležitější faktory/proměnné, jež nejvíce ovlivňují cenu nemovitostí. Nejvíce limitujícím faktorem je především umístění a velikost nemovitosti. Umístění a rozloha nemovitosti zůstává vždy stejná, a tudíž nebude zohledněna v modelu. Pro ekonometrický model byla použita data z veřejně dostupných databází, která by nejlépe korespondovala s teoretickou částí diplomové práce. Hlavním problémem bylo dohledání relevantních dat, která by splňovala náležitosti dostatečné délky časové řady. Pro praktickou část nebyla dohledána data týkající se ukazatelů DTI, DSTI, LTV, úrokové míry, jednotlivých typů úvěrů a některých typů mezd.

Ekonometrický model počítá s nulovými ostatními vlivy, které nejsou zahrnuty do modelu, což není v reálném světě možné. Ekonometrický model vždy bude do jisté míry zkreslován ostatními vlivy, nezahrnutými do modelu. V modelu jsou započítány vlivy celkového počtu vydaných stavebních povolení, obecné míry nezaměstnanosti, indexu cen stavebních prací, průměrné hrubé měsíční mzdy, počtu dokončených bytů, počtu ekonomicky aktivních obyvatel, indexu cen nájemného, průměrných úspor domácností a celkového objemu úvěrů. V modelu nejsou zahrnuty vlivy, ke kterým neexistují volně dostupná data, či se těžce kvantifikují, nebo se jedná o nahodilé události, jevy, jež se dají těžko předvídat.

Model nepočítá s novelou zákona o ČNB z roku 2019, která stanovila závazné limity ukazatelů LTV, DTI a DSTI. Zvýšením limitů u těchto ukazatelů se značně zkomplikoval přístup žadatelů k poskytnutí hypotečního úvěru, což značně ovlivňuje poptávku po nemovitostech. Model také nezahrnuje vlivy zvyšujících se nároků na nové stavby ze strany EU, postupné zavádění průmyslu 4.0 do praxe, zhoršování obchodních vztahů mezi USA a Čínou nebo obchodní sankce, které by mohly být vůči České republice uvaleny ze strany USA v případě, že se legislativní návrh na zavedení digitální daně pro nadnárodní společnosti schválí. Nejnovějším strašákem pro celosvětovou ekonomiku je koronavirus Covid-19, který vypuknul v Číně koncem roku 2019. Ekonomika zpomaluje a podle odhadu ministerstva financí by měl HDP poklesnout v roce 2020 o cca 7 %, což může vést ke zvyšování nezaměstnanosti a stagnaci růstu mezd (zvyšování nezaměstnanosti je v současné době zbrzděno vládními proti-covidovými opatřeními).

Model je založen na dlouhodobých trendech jednotlivých proměnných. Výše zmíněné faktory by do značné míry ovlivnily výsledky modelu, především jeho prognózy do budoucna. Nezahrnutím těchto vlivů do modelu může dojít ke zkreslení jednotlivých prognóz.

Výsledný ekonometrický model ukazuje, že největší vliv na ceny nemovitostí má míra nezaměstnanosti, poté hrubé nominální mzdy a počty dokončených bytů o dvě období zpožděné. Směry parametrů souhlasí s teoretickými východisky. U proměnné Počet dokončených bytů má parametr velmi malou kladnou hodnotu z důvodu dlouhodobě nízké nabídky nemovitostí. Poptávka po nemovitostech značně převyšuje jejich nabídku. Trh s nemovitostmi není dostatečně saturován novými byty, proto ceny stoupají i se zvyšující se nabídkou, což koresponduje s průzkumem společností Trigema, Skanska Reality a Central Group z roku 2017. Z průzkumu je patrná nerovnováha poptávky s nabídkou, nabídka nemovitostí za poptávkou značně zaostává.

Předpovědi jednotlivých parametrů pro následující roky vyšly z autoregresních modelů dle změn trendů či pomocí lineární trendové funkce. Míra nezaměstnanosti se nadále snižuje. Počty dokončených bytů mají mírný klesající charakter a Nominální mzdy rostou. I za normálních podmínek, kdy ekonomiku nebrzdí žádné zásahy státu způsobené pandemií nového koronaviru Covid-19, bychom mohli namítat, že míra nezaměstnanosti se již drží na své minimální hranici a nemůže tedy nadále klesat. S přihlédnutím k dnešní ekonomicky napjaté situaci se prognózy vývoje jednotlivých proměnných zdají být nerealistické, což do jisté míry jistě jsou. Jak jsem již zmiňoval, model nepočítá s náhlými výkyvy, způsobenými nepředvídatelnými vlivy. Dle mého názoru se bude míra nezaměstnanosti zvyšovat (po dobu trvání anti-covidových opatření se bude nezaměstnanost zvyšovat mírným tempem, protože stát uměle udržuje vysokou zaměstnanost), počty dokončených bytů budou stagnovat a hrubé mzdy se budou držet na stále stejné úrovni či budou vykazovat mírné snížení.

Výsledné prognózy hodnot proměnné Index cen nemovitostí vykazují do roku 2020 rostoucí charakter a v roce 2021 mírný pokles indexu cen nemovitostí. Pokud bychom zvolili jiné metody prognózování jednotlivých vysvětlujících proměnných, například již se zahrnutím výše zmíněných vlivů, tak bychom mohli snadno dosadit do modelu nové hodnoty a výsledné předpovědi indexu cen nemovitostí by se rázem změnily. Dle mého názoru by nové prognózované hodnoty mohly vykazovat stagnaci cen nemovitostí s možným

výraznějším poklesem v roce 2021 (v závislosti na míře státních opatření ovlivňující míru nezaměstnanosti a výši mezd v ČR).

6. Závěr

Cílem této práce bylo představit a určit nejdůležitější faktory, které ovlivňují index cen nemovitostí s přihlédnutím k ekonomické teorii a dostupnosti dat ve veřejných databázích. Mezi nejdůležitější faktory byly vybrány proměnné: celkový počet vydaných stavebních povolení, obecná míra nezaměstnanosti, index cen stavebních prací, míra inflace, průměrná hrubá měsíční mzda, počet dokončených bytů, počet ekonomicky aktivních obyvatel, index cen nájemného, průměrné úspory domácností a celkový objem úvěrů.

Před samotným modelováním byla z modelu vypuštěna proměnná Inflace, kvůli rozdílným výsledkům stacionarit proměnných. Nelze mezi sebou porovnávat stacionární časové řady s nestacionárními.

Ekonometrický model byl sestaven ze všech dostupných proměnných, kromě inflace, pomocí metody nejmenších čtverců za pomoci programu Gretl. Postupně byly z modelu vyřazovány statisticky nevýznamné proměnné až do finální podoby modelu. Ekonometrickým modelem byly vybrány jako statisticky významné pouze tyto tři proměnné: Obecná míra nezaměstnanosti, Průměrná hrubá měsíční mzda a Počty dokončených bytů o dvě období zpožděná. Na základě těchto proměnných byl sestaven model. Řád zpoždění proměnné Počty dokončených bytů byl vybrán na základě vzájemného korelogramu s endogenní proměnnou. Zpoždění o dvě období se dá přisoudit prodeji obytných prostor ještě před termínem kolaudace. Velcí developeři často nabízejí k prodeji nemovitosti, které reálně ještě nestojí. Spotřebitel si kupuje nemovitost o dva roky dříve, než je možné v ní reálně bydlet.

Ekonometrický model úspěšně prošel ekonomickou, statistickou a ekonometrickou verifikací. Parametry byly ekonomicky verifikovány. Parametr u proměnné Celkový počet dokončených bytů má velmi malou kladnou hodnotu z důvodu dlouhodobě nízké nabídky nemovitostí. Poptávka po nemovitostech značně převyšuje jejich nabídku. Trh s nemovitostmi není dostatečně saturován novými byty, proto ceny stoupají i se zvyšující nabídkou. Model je významný jako celek. V odhadnutém modelu ani v modelu Ex-post není přítomná autokorelace reziduí ani heteroskedasticita. U obou modelů je potvrzena hypotéza normálního rozdělení reziduí.

Na základě výpočtu průměrných pružností proměnných lze určit pořadí významnosti jednotlivých proměnných. Nejvýznamnější vliv na index cen nemovitostí mají v současné

době proměnné v sestupném pořadí: Nominální hrubé mzdy, Míra nezaměstnanosti a Počty dokončených nemovitostí o dvě období zpožděné. Vliv míry nezaměstnanosti na ceny nemovitostí byl v minulosti nejsilnější, avšak postupem času se síla vlivu začala ztrácet až do současné doby, kdy je tento vliv nejslabší. Vliv nominálních mezd by se dal považovat za konstantní, s mírnými výkyvy. U vlivu počtu dokončených bytů před dvěma lety lze rovněž pozorovat oslabování, i když ne tak razantní jako u míry nezaměstnanosti.

Za pomoci autoregresních modelů či trendové funkce vysvětlujících proměnných byly získány předpovědi hodnot daných proměnných pro období 2019 až 2021. Míra nezaměstnanosti má v celém období stále klesající charakter. Počty dokončených bytů mají mírný klesající charakter a hrubé nominální mzdy mají po celé období rostoucí charakter. Prognózované hodnoty byly dosazeny zpět do ekonometrického modelu a byly vypočítány prognózy hodnot indexu cen nemovitostí pro období 2019 až 2021. Prognózy indexu cen nemovitostí vykazují v roce 2019 a 2020 rostoucí trend, přičemž v roce 2020 roste index cen nemovitostí rychleji oproti roku 2019. V roce 2021 index cen nemovitostí mírně klesnul oproti roku 2020.

7. Seznam použitých zdrojů

Teoretická část

BELKE, Ansgar a Jonas KEIL. *Fundamental Determinants of Real Estate Prices: A Panel Study of German Regions*. *International Advances in Economic Research* [online]. 2018, 24(1), 25-45 [cit. 2018-08-31]. DOI: 10.1007/s11294-018-9671-2. ISSN 10830898.

ČÍSAŘ, Jaromír. *Vybrané otázky z trhu nemovitostí*. 1. vyd.: Vysoká škola ekonomická v Praze, 1996, 160 s. ISBN 80-7079-690-1.

ČNB, Česká národní banka. *ČNB zavádí nové limity na hypotéky* [online]. [cit. 2018-08-23]. Dostupné z WWW: https://www.cnb.cz/cs/verejnost/pro_media/tiskove_zpravy_cnb/2018/20180612_zfs.html

ČNB, Česká národní banka. *O ČNB* [online]. [cit. 2018-08-23]. Dostupné z WWW: http://www.cnb.cz/cs/o_cnb/

ČSÚ, Český statistický úřad. *Dlouhodobý vývoj bytové výstavby v České republice* [online]. (PDF). [cit. 2018-08-26]. Dostupné z WWW: https://invenio.nusl.cz/record/203472/files/nusl-203472_1.pdf

ČSÚ, Český statistický úřad. *Domovní a bytový fond* [online]. (PDF). [cit. 2018-08-23]. Dostupné z WWW: <https://www.czso.cz/documents/10180/20551777/17021614.pdf/6bf03ae5-3196-464e-9200-611c97ba8484?version=1.0>

ČSÚ, Český statistický úřad. *Domovní a bytový fond podle výsledků sčítání lidu* [online]. (PDF). [cit. 2018-08-26]. Dostupné z WWW: [:https://www.czso.cz/documents/10180/20551777/17021614.pdf/6bf03ae5-3196-464e-9200-611c97ba8484?version=1.0](https://www.czso.cz/documents/10180/20551777/17021614.pdf/6bf03ae5-3196-464e-9200-611c97ba8484?version=1.0)

ČSÚ, Český statistický úřad. *Hrubý domácí produkt* [online]. [cit. 2018-08-18]. Dostupné na WWW: https://www.czso.cz/csu/czso/hdp_cr

ČSÚ, Český statistický úřad. *Hrubý domácí produkt a hrubý národní důchod v ČR v běžných cenách* [online]. (PDF). [cit. 2018-08-16]. Dostupné z WWW: <http://csns.cz/files/art-files/125/320288-15a03.pdf>

ČSÚ, Český statistický úřad. *Inflace* [online]. [cit. 2018-08-15]. Dostupné na WWW: https://www.czso.cz/csu/czso/mira_inflace

ČSÚ, Český statistický úřad. *Průměrné mzdy* [online]. [cit. 2018-08-23]. Dostupné na WWW: <https://www.czso.cz/csu/czso/cri/prumerne-mzdy-2-ctvrtleti-2018>

FUCHS, Kamil. *Mikroekonomie II*. Brno: Sting, spol. s r.o. - nakladatelství, 2015. ISBN 978-80-87482-36-0.

iDNES.cz. *Trh s byty se přehřívá, varuje ČNB. Omezení hypoték dopadne i na úvěřáře* [online]. [cit. 2018-09-03]. Dostupné z WWW: https://ekonomika.idnes.cz/cnb-zvysila-sazbu-pro-rezervy-na-hypoteky-fj2-/ekonomika.aspx?c=A170613_101110_ekonomika_fih

IPR, Institut plánování a rozvoje hlavního města Prahy. *Územní plán sídelního útvaru hl. m. Prahy* [online]. [cit. 2018-08-25]. Dostupné z WWW: <http://www.iprpraha.cz/platnyplan>

JUREČKA, Václav. *Makroekonomie*. 3., aktualizované a rozšířené vydání. Praha: Grada Publishing, 2017. Expert (Grada). ISBN 978-80-271-0251-8.

KLÍMA, Jan. *Makroekonomie*. Brno: MZLU Brno, 2000. ISBN 80-7157-483-X.

Kurzy.cz. *Nezaměstnanost v ČR* [online]. [cit. 2018-08-19]. Dostupné z WWW: <https://www.kurzy.cz/makroekonomika/nezamestnanost/A=1>

LUX, Martin. *Mikroekonomie bydlení: podkladová studie ke grantovému projektu GA ČR č. 402/01/0146*. 1 vyd.: Vysoká škola ekonomická v Praze, 2002, 87s. ISBN 80-245-0338-7.

MANKIW, N. Gregory. *Zásady ekonomie*. Praha: Grada, 1999. Profesionál. ISBN 80-7169-891-1.

MMF: *World Economic Outlook: Financial Stress, Downturns and Recoveries*. Washington: MMF, 2008. 240 s. ISBN 978-1-58906-758-5.

MPSV, Ministerstvo práce a sociálních věcí. *Informace o minimální mzdě od 1. ledna 2018* [online]. (PDF). [cit. 2018-08-19]. Dostupné z WWW: https://www.mpsv.cz/files/clanky/31800/Informace_o_MMe_od_1_ledna_2018_na_web_MPSV.pdf

ParlamentníListy.cz. *Nepříjemná pravda o rasistické historii minimální mzdy* [online]. [cit. 2018-08-23]. Dostupné na WWW: <https://www.parlamentnilisty.cz/politika/politici-volicum/Konecny-Svobodni-Neprijemna-pravda-o-rasisticke-historii-minimalni-mzdy-487648>

Trigema, Skanska Reality, Central Group. *Nedostatek nových bytů snížil vloni prodeje o 17 %* [online]. [cit. 2018-08-30]. Dostupné na WWW: https://www.google.com/url?sa=t&rct=j&q=&esrc=s&source=web&cd=1&ved=2ahUKEwik35_Kh67dAhUD66QKHch9DrUQFjAAegQIAxAC&url=https%3A%2F%2Fwww.central-group.cz%2Fuloziste%2F7c%2F7c02424f-6cb3-4466-ae88-6a78cc3c191c.docx&usg=AOvVaw2dGxSSWIVhOnuouQB00bbH

Tsatsaronis, Kostas, and Haibin Zhu (2004): *What drives Housing Price Dynamics: Cross-Country Evidence*, *BIS Quarterly Review*, March 2004, 65-78. ISSN 1683-013X.

VALENTIN MIHAI LEOVEANU. Central Banks Leadership and their Influence over Financial Markets. *Manager*, Vol 22, Iss 1, Pp 159-164 (2015) [online]. 2015, 22(1), 159-164 [cit. 2018-08-30]. ISSN 14530503.

Metodika práce:

ČECHURA, Lukáš. *Cvičení z ekonometrie*. Vyd. 3. V Praze: Česká zemědělská univerzita, Provozně ekonomická fakulta, 2013. ISBN 978-80-213-2405-3.

HUŠEK, Roman. *Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe*. Praha: Oeconomica, 2009. ISBN 978-80-245-1623-3.

CIPRA, Tomáš. *Finanční ekonometrie*. 2., upr. vyd. Praha: Ekopress, 2013. ISBN 978-80-86929-93-4.

HANČLOVÁ, Jana. *Ekonometrické modelování: klasické přístupy s aplikacemi*. Praha: Professional Publishing, 2012. ISBN 978-80-7431-088-1.

HINDLS, Richard. *Statistika pro ekonomy*. 8. vyd. Praha: Professional Publishing, 2007. ISBN 978-80-86946-43-6.

Zdroje praktické části:

ČSÚ, Český statistický úřad. *Ceny bytů* [online]. [cit. 2020-27-01]. Dostupné na WWW: https://www.czso.cz/csu/czso/ceny_bytu

ČSÚ, Český statistický úřad. *Míry zaměstnanosti, nezaměstnanosti a ekonomické aktivity* [online]. [cit. 2020-27-01]. Dostupné na WWW: <https://www.czso.cz/csu/czso/cri/miry-zamestnanosti-nezamestnanosti-a-ekonomicke-aktivity-leden-2019>

ČSÚ, Český statistický úřad. *Indexy cen stavebních prací, indexy cen stavebních děl a indexy nákladů stavební výroby* [online]. [cit. 2020-27-01]. Dostupné na WWW: <https://www.czso.cz/csu/czso/indexy-cen-stavebnich-praci-indexy-cen-stavebnich-del-a-indexy-nakladu-stavebni-vyroby-ctvrtletni-casove-rady-1-ctvrtleti-2019>

ČSÚ, Český statistický úřad. *Indexy spotřebitelských cen* [online]. [cit. 2020-27-01]. Dostupné na WWW: https://www.czso.cz/documents/10180/26822363/manual_isc_2019.pdf/5471d714-95dc-4b5a-a70a-95d7e145c6d6?version=1.5

ČSÚ, Český statistický úřad. *Průměrná mzda a evidenční počet zaměstnanců – Metodika* [online]. [cit. 2020-27-01]. Dostupné na WWW: https://www.czso.cz/csu/czso/1-pmz_m

ČSÚ, Český statistický úřad. *Bytová výstavba, stavební povolení a stavební zakázky* [online]. [cit. 2020-27-01]. Dostupné na WWW: https://www.czso.cz/csu/czso/bvz_cr

ČSÚ, Český statistický úřad. *Ekonomická aktivita obyvatelstva* [online]. [cit. 2020-27-01]. Dostupné na WWW: https://www.czso.cz/csu/czso/13-6222-03-2001-4_ekonomicka_aktivita_obyvatelstva

ČSÚ, Český statistický úřad. *Cenová statistika, index spotřebitelských cen* [online]. [cit. 2020-27-01]. Dostupné na WWW https://www.czso.cz/csu/xa/cenova_statistika

ČSÚ, Český statistický úřad. *Domácnosti více utrácení* [online]. [cit. 2020-25-02]. Dostupné na WWW <https://www.czso.cz/csu/czso/domacnosti-vice-utraceji>

Seznam obrázků

Metoda nejmenších čtverců	13
Pozitivní autokorelace reziduí $\rho > 0$	19
Negativní autokorelace reziduí $\rho < 0$	19
Grafické vyhodnocení Durbin-Watsonova testu	21
Grafické znázornění heteroskedasticity	22
Vývoj četnosti domovního a bytového fondu v ČR.....	25
Četnost domovního a bytového fondu	26
Míra nezaměstnanosti	29
Vývoj nezaměstnanosti ČR.....	30
Graf vývoje mezd v ČR	32
Hrubý domácí produkt a hrubý národní důchod v ČR v mld. Kč (v běžných cenách)	34
Vývoj počtu prodaných a zahájených bytů v Praze	38
Vývoje průměrné ceny bytů v Praze	39
Index cen nemovitostí	44
Test stacionarity proměnné	45
Celkový počet vydaných stavebních povolení.....	46
Test stacionarity proměnné	46
Obecná míra nezaměstnanosti.....	47
Test stacionarity proměnné	48
Stavební práce	49
Test stacionarity proměnné	49
Míra inflace	50
Test stacionarity proměnné	51
Průměrná nominální hrubá mzda	52
Test stacionarity proměnné	53
Počet dokončených nemovitostí (bytových jednotek)	54
Test stacionarity proměnné	54
Ekonomicky aktivní obyvatelstvo.....	55
Test stacionarity proměnné	56
Index cen nájemného	57
Test stacionarity proměnné	58

Úspory domácností	59
Test stacionarity proměnné	59
Objemy úvěrů.....	60
Test stacionarity proměnné	61
Index cen nemovitostí	63
Tabulka deklaráce proměnných	63
Odhad parametrů modelu.....	64
Odhad modelu bez proměnné Úspory domácností	64
Odhad výsledného modelu.....	65
Korelační matice odhadnutého modelu.....	66
Kolinearita.....	66
Tabulka statistické verifikace.....	67
Vývoj absolutních pružností v čase	69
Ex-post modelu	70
Graf intervalu spolehlivosti modelu.....	71
Interval spolehlivosti modelu.....	71
Test stacionarity diferencované proměnné Obecná míra nezaměstnanosti	73
Test stacionarity diferencované proměnné Nominální mzdy	73
Test stacionarity diferencované proměnné Počet dokončených nemovitostí	73
Autoregresní model pro míru nezaměstnanosti	74
Predikce teoretických hodnot změn míry nezaměstnanosti	74
Interval spolehlivosti predikce	75
Autoregresní model pro hrubé mzdy	75
Predikce teoretických hodnot hrubé mzdy.....	76
Interval spolehlivosti predikce	76
Autoregresní model pro počty dokončených bytů	77
Predikce teoretických hodnot počtu dokončených bytů	77
Interval spolehlivosti predikce	78
Prognóza modelu (2019–2021).....	79
Interval spolehlivosti predikce (2019–2021)	80

Seznam tabulek

Tabulka 1 Počty obyvatel v jednotlivých krajích ČR	27
Tabulka 2 Míra nezaměstnanosti v ČR	29
Tabulka 3 Vývoj inflace v ČR	35
Tabulka 4 Odhadnuté parametry proměnných.....	65
Tabulka 5 Ekonomická verifikace	67
Tabulka 6 Průměrné pružnosti	68
Tabulka 7 Porovnání chybovosti prognóz	75
Tabulka 8 Porovnání chybovosti prognóz	78
Tabulka 9 Prognózované změny a úrovně hodnot vysvětlujících proměnných.....	79